



Consolidação orçamental em Portugal

Luís Miguel Neves de Mendonça Pimentel

120482054@fep.up.pt

Dissertação do Mestrado em Economia e Administração de Empresas

Orientado:

Professor Doutor Abel Luís da Costa Fernandes

2014

Reconhecimentos

Eu gostaria de agradecer a todos os que fizeram esta dissertação possível através dos seus conselhos, apoio e ajuda.

Em particular, eu gostaria de agradecer aos meus pais pela paciência que demonstraram ao longo de todo o processo.

Resumo

Atualmente, a principal prioridade do governo português é a consolidação orçamental. Esta consiste em cortar na despesa e/ou em aumentar os impostos com o objetivo de reduzir o défice e a dívida.

O objetivo desta dissertação é analisar os efeitos dos cortes na despesa e dos aumentos nos impostos sobre a atividade económica. Para o efeito estimou-se o valor dos multiplicadores da receita e da despesa em Portugal através de um modelo VAR.

Em termos gerais, os resultados empíricos revelaram que os multiplicadores da despesa são consideravelmente maiores do que os multiplicadores da receita. Isto significa que os ajustamentos baseados em cortes na despesa podem resultar numa contração maior do PIB do que as consolidações baseadas no aumento de impostos.

Outro resultado importante está relacionado com o facto de que tanto os multiplicadores da despesa como da receita aumentaram com a crise.

Esta evidência confirma o argumento de que os multiplicadores orçamentais tendem a aumentar quando se verificam as seguintes condições: em períodos de crescimento económico moderado ou negativo, quando a economia está sob uma armadilha de liquidez, confrontada com um excesso de capacidade disponível e existe um elevado número de agentes com restrições ao crédito.

Por fim, os resultados obtidos revelaram que os multiplicadores orçamentais são muito maiores quando a economia está em recessão.

Palavras-chave: Consolidação orçamental, Multiplicador orçamental, Modelo VAR

Índice

1.	Introdução.....	1
2.	Consolidações orçamentais – Uma revisão da literatura.	4
2.1.	Consolidações orçamentais expansionistas.....	4
2.2.	Consolidações orçamentais contracionistas.	11
3.	Dados e metodologia	32
3.1.	Testes preliminares sobre a especificação do modelo VAR	36
4.	Resultados empíricos.....	40
4.1.	Os efeitos dos choques orçamentais sobre o PIB em períodos de expansão e de recessão.	41
4.2.	Os efeitos dos choques orçamentais sobre o PIB - antes e depois da crise financeira.....	47
4.3.	Os efeitos dos choques orçamentais sobre o PIB quando a variável taxa de juro é incluída no modelo VAR.....	51
4.4.	Testes à robustez dos resultados.	53
5.	Conclusões.....	57
6.	Bibliografia.....	59
7.	Fontes dos dados.....	66
8.	Anexos.....	67

Índice de tabelas

Tabela 1: Distribuição do esforço de ajustamento durante as consolidações orçamentais bem-sucedidas e as infrutíferas.....	5
Tabela 2: Impacto da política orçamental sobre o investimento.	10
Tabela 3: Multiplicadores orçamentais estimados em Alesina e Ardagna (2012).	11
Tabela 4: Multiplicadores orçamentais na literatura.....	14
Tabela 5: Multiplicador da despesa do governo em função do regime cambial.....	21
Tabela 6: Multiplicadores da despesa estimados em Auerbach e Gorodnichenko (2012).	23
Tabela 7: Multiplicadores orçamentais estimados em Batini <i>et al.</i> (2012).	24
Tabela 8: Multiplicadores orçamentais estimados em Baum <i>et al.</i> (2012).....	26
Tabela 9: Multiplicadores da despesa estimados em Auerbach e Gorodnichenko (2013).	27
Tabela 10: Multiplicadores da despesa estimados em FMI (2010)	28
Tabela 11: Testes <i>Unit-root</i> sobre as variáveis utilizadas na análise – amostra completa.	37
Tabela 12: Número ótimo de <i>lags</i>	38
Tabela 13: Resultado da Estimação em períodos de recessão - amostra completa.	41
Tabela 14: Resultado da Estimação em períodos de expansão - amostra completa.	42
Tabela 15: Multiplicadores orçamentais acumulados em períodos de recessão (hiato do produto <0) e de expansão (hiato do produto > 0).....	44
Tabela 16: Resultado da Estimação para o período que antecede a crise financeira.	47
Tabela 17: Resultado da Estimação para o período que sucede a crise financeira.	48
Tabela 18: Multiplicadores orçamentais acumulados antes (2001:1 a 2008:1) e após (2008:2 a 2013:4) a crise financeira.	49
Tabela 19: Resultado da Estimação para o período que sucede a crise financeira (inclui a taxa de juro).	51
Tabela 20: Multiplicadores orçamentais acumulados após a crise financeira – com a inclusão da taxa de juro e sem a inclusão da taxa de juro.	52
Tabela 21: Multiplicadores orçamentais acumulados em períodos de recessão e de expansão para as duas ordenações alternativas das variáveis.	54

Tabela 22: Multiplicadores orçamentais acumulados antes (2001:1 a 2008:1) e após (2008:2 a 2013:4) a crise financeira para as duas ordenações alternativas das variáveis.	54
Tabela 23: Multiplicadores orçamentais quando a taxa de juro é incluída no modelo VAR para as duas ordenações alternativas das variáveis.	55

Índice de Figuras

Figura 1: Funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques na despesa e na receita do governo em períodos de recessão (lado esquerdo) e de expansão (lado direito).....	43
Figura 2: Funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques na despesa e na receita do governo para o período que antecede (lado esquerdo) e sucede (lado direito) a crise financeira.	48
Figura 3: Funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques na despesa e na receita do governo após a crise financeira (inclui taxa de juro).	52

1. Introdução

Após a crise financeira o rácio da dívida pública em Portugal aumentou mais de 25 pontos percentuais entre 2008:1 (67,6%) e 2010:4 (94,0%). Este forte aumento da dívida deu lugar ao aumento das preocupações com a sustentabilidade orçamental, a longo prazo, em Portugal. O resultado foi o aumento das yields sobre a dívida soberana para níveis extremamente elevados, o que obrigou Portugal a pedir ajuda externa e a assinar o memorando de entendimento com a Troika¹ em 17 de Maio de 2011.

Para ter acesso à ajuda externa, Portugal comprometeu-se a conter o aumento do rácio da dívida pública e a reduzir o défice orçamental através de impostos mais elevados e de cortes na despesa do governo.

Ao mesmo tempo, a crise dentro da Zona Euro levou à alteração do Pacto de Estabilidade e Crescimento (PEC). De acordo com as novas disposições do PEC, os estados membros da EU com um rácio da dívida pública superior a 60% do PIB devem reduzir o excedente a uma taxa média de 1/20 ano.

Deste modo, a consolidação orçamental tornou-se a principal prioridade do governo Português, porém existe um desacordo na literatura quanto ao impacto do ajustamento orçamental sobre a atividade económica no curto prazo.

Os apoiantes das “consolidações orçamentais expansionistas” defendem que se os consumidores acreditarem que os aumentos nos impostos e/ou os cortes na despesa são capazes de eliminar o risco de ajustamentos mais acentuados e com maiores custos no futuro, estes irão antecipar um aumento do seu rendimento disponível permanente. Por conseguinte, este efeito de riqueza positivo pode resultar no aumento do consumo privado corrente e, consequentemente da procura agregada.

Além disso, estes argumentam que quando os investidores acreditam que a estabilização da dívida é credível e suficiente para evitar o seu incumprimento, estes podem exigir um prémio de risco menor sobre os títulos de dívida pública.

Por sua vez, uma taxa de juro menor associada aos títulos de dívida pública pode conduzir a uma diminuição da taxa de juro real cobrada às empresas e aos consumidores e, por conseguinte pode levar ao aumento da procura privada.

¹ A Troika é composta pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), pelo Banco Central Europeu (BCE) e pela Comissão Europeia (CE).

Contudo, “a maioria dos estudos, antigos e recentes, concluíram que as consolidações orçamentais são contracionistas no curto prazo” (Batini *et al.* (2012), p.11).

De facto, existe um grande número de trabalhos que lançam dúvidas sobre algumas das versões da hipótese de “consolidações orçamentais expansionistas” e da sua aplicabilidade nos estados membros da Zona Euro e nas circunstâncias atuais. Por exemplo, vários estudos mostram que o impacto negativo das consolidações orçamentais sobre atividade económica é maior quando as economias estão em recessão, sob um regime de câmbios fixos e confrontadas com uma armadilha de liquidez.

O objetivo desta dissertação é analisar os efeitos dos cortes na despesa e dos aumentos nos impostos sobre a atividade económica. Para o efeito vai ser estimado o valor dos multiplicadores da receita e da despesa em Portugal através de um modelo VAR.

De acordo com a Comissão Europeia (2012), o multiplicador orçamental é um importante fator a ter em consideração quando se pretende reduzir o rácio da dívida pública durante uma consolidação orçamental.

Quando os multiplicadores orçamentais são pequenos ou negativos, a consolidação orçamental provoca apenas uma pequena contração da atividade económica. Em contrapartida, quando os multiplicadores orçamentais são elevados a consolidação orçamental tem um forte impacto negativo sobre a economia.

Como os valores dos multiplicadores orçamentais são suscetível de variar em função das condições económicas em Portugal. Numa fase inicial, os multiplicadores orçamentais serão estimados para os períodos de recessão e de expansão. De seguida, estes serão estimados para o período que antecede (2001:1 - 2008:1) e sucede (2008:2 - 2013:4) a crise financeira. Por fim, os multiplicadores orçamentais serão estimados para o período que sucede a crise financeira tendo em consideração a atuação da política monetária.²

Esta dissertação está organizada da seguinte maneira. A seção 2 irá rever um conjunto de artigos sobre as consolidações orçamentais; em particular irá analisar alguns dos principais mecanismos através dos quais as consolidações orçamentais podem ser expansionistas, os estudos que contestam a hipótese de “consolidações orçamentais expansionistas” e a evidência empírica sobre o valor dos multiplicadores orçamentais. A

² O motivo para a inclusão desta variável resulta de vários artigos defenderem que os multiplicadores orçamentais são maiores quando existe um elevado número de agentes económicos com restrições ao crédito e a economia está sob uma armadilha de liquidez.

seção 3 apresenta uma breve descrição dos dados e da metodologia utilizada nesta investigação e alguns testes preliminares sobre a especificação do modelo VAR. A seção 4 apresentará os multiplicadores orçamentais estimados e alguns testes de robustez sobre os resultados empíricos obtidos. Finalmente, na seção 5 serão apresentadas as principais conclusões desta dissertação.

2. Consolidações orçamentais – Uma revisão da literatura.

A consolidação orçamental é um processo de ajustamento em que durante um determinado período de tempo são tomadas medidas com o objetivo de reduzir o défice e a dívida.

Os defensores das “consolidações orçamentais expansionistas” acreditam que os ajustamentos orçamentais podem ser expansionistas, mesmo no curto prazo.

Em contrapartida, os apoiantes das “consolidações orçamentais contracionistas” defendem que tanto os cortes na despesa como os aumentos nos impostos resultam sempre na contração do PIB, pelo menos no curto prazo.

Esta seção encontra-se dividida em duas partes. Na subseção 2.1 serão apresentados alguns dos artigos mais importantes que apoiam as “consolidações orçamentais expansionistas”. Na subseção 2.2 serão apresentados vários estudos que defendem as “consolidações orçamentais contracionistas”, sobretudo quando estas ocorrem numa união monetária e nas circunstâncias atuais.

2.1.Consolidações orçamentais expansionistas

Hagen e Srauch (2001) analisaram os dados orçamentais sobre 20 países da OCDE entre 1960 e 1998. De acordo com este artigo, as consolidações orçamentais bem-sucedidas³ dependeram essencialmente de cortes na despesa pública, enquanto as consolidações orçamentais infrutíferas centraram-se, quase exclusivamente, no aumento da receita.

³ Hagen e Srauch (2001) consideram a consolidação orçamental bem-sucedida, se ao fim de dois anos após o início do ajustamento o saldo orçamental do governo é, no mínimo, 75% do saldo orçamental observado no início do processo de consolidação orçamental. Caso contrário, as consolidações são classificadas como infrutíferas.

Tabela 1: Distribuição do esforço de ajustamento durante as consolidações orçamentais bem-sucedidas e as infrutíferas.

Consolidações orçamentais bem-sucedidas		Consolidações orçamentais infrutíferas	
Despesa	Receita	Despesa	Receita
52%	48%	12%	88%

Fonte: Hagen e Srauch (2001).

Alesina e Ardagna (2010) observaram através de um painel de 21 países da OCDE entre 1970 e 2007 que as consolidações orçamentais baseadas, principalmente, em cortes na despesa são mais eficazes na estabilização da dívida, assim como a evitar recessões económicas.

Além disso, este artigo identificou vários episódios de consolidações orçamentais baseadas em cortes na despesa associados a expansões económicas no curto prazo, o que significa que o multiplicador da despesa pode ser negativo no curto prazo.

Segundo Broadbent e Daly (2010) o “*trade-off* entre travar o estímulo demasiado cedo (prejudicando a recuperação económica emergente) e adiar a correção orçamental (ameaçando uma crise de dívida soberana) deixa de existir quando os países estão confrontados com graves desequilíbrios orçamentais e estes são corrigidos através da redução da despesa” (p.10).

Eles analisaram os dados orçamentais sobre 24 países da OCDE entre 1975 e 2010 e concluíram que os ajustamentos decisivos e executados essencialmente através de cortes na despesa tendem a ser bem-sucedidos na correção dos desequilíbrios orçamentais e, regra geral, impulsionam o crescimento económico e o investimento privado.

Em contrapartida, os ajustamentos orçamentais executados através do aumento de impostos normalmente não conseguem corrigir os desequilíbrios orçamentais (isto é, a dívida continua a aumentar após o ajustamento) e prejudicam o crescimento económico.

De acordo com literatura, as consolidações orçamentais podem ter efeitos expansionistas tanto pelo lado da procura como pelo lado da oferta.

Do lado da procura, a política orçamental atual pode influenciar a economia através do seu impacto sobre as expectativas dos agentes quanto à futura condução da política orçamental e à credibilidade da estabilização da dívida.

Do lado da oferta, a consolidação orçamental pode ser expansionista consoante o seu impacto nos custos unitários do trabalho e na competitividade internacional da economia.

As expectativas sobre a política orçamental.

Como referido em Blanchard (1990), as consolidações orçamentais podem ser expansionistas se os agentes económicos acreditarem que a contração orçamental vai “eliminar a necessidade de ajustamentos maiores e mais disruptivos no futuro” (p.111).

Quando os consumidores acreditam que os aumentos nos impostos e/ou os cortes na despesa vão ser capazes de eliminar o risco de ajustamentos mais acentuados e com maiores custos no futuro, estes vão antecipar um aumento do seu rendimento disponível permanente. Este efeito de riqueza positivo pode resultar no aumento do consumo privado corrente e, consequentemente da procura agregada.

Um artigo que defende este mecanismo é Giavazzi e Pagano (1990). Neste trabalho, os autores analisaram os episódios de consolidação orçamental na Dinamarca (1983-86) e na Irlanda (1987-89) e concluíram que as grandes consolidações orçamentais podem ser expansionistas no curto prazo (ou seja, o multiplicador orçamental pode ser negativo).

De acordo com a evidência apresentada neste estudo, o crescimento do consumo observado durante as consolidações orçamentais na Irlanda e na Dinamarca refletiu as expectativas dos agentes económicos sobre uma menor carga fiscal no futuro e, consequentemente a antecipação de um maior rendimento disponível permanente.⁴

No entanto, este trabalho reconhece que o tamanho do aumento do consumo privado depende dos consumidores estarem ou não confrontados com uma “restrição de liquidez”. Uma vez que, quando os consumidores estão confrontados com uma restrição de liquidez são impossibilitados de se endividar livremente e, por conseguinte parte do impacto positivo que resulta do aumento do rendimento permanente sobre o consumo é compensado.

⁴ Apesar disto, este artigo reconhece que parte dos efeitos expansionistas relacionados com estes dois casos de consolidação orçamental podem ser atribuídos à desinflação monetária que ocorreu em simultâneo, devido à liberalização dos fluxos de capitais e à fixação das moedas nacionais desses países relativamente a uma de baixa inflação (o marco alemão). Esta desinflação permitiu que tanto as taxas de juro nominais como reais diminuíssem, o que levou ao aumento da procura agregada e do investimento.

Sutherland (1997) demonstrou através de um modelo teórico que os efeitos da política orçamental sobre o consumo podem variar em função do nível de dívida pública inicial.

Quando o rácio da dívida pública é baixo ou moderado, a consolidação orçamental é contracionista. Isto deve-se ao facto das gerações atuais não terem em consideração os impostos no futuro, porque consideram que podem não estar vivos quando os impostos tiverem de ser aumentados ou acreditam que a população disponível para pagar os impostos quando o programa de estabilização for implementado será maior.

No entanto, quando o rácio da dívida pública é elevada, as gerações atuais de consumidores sabem que existe uma elevada probabilidade de terem de pagar impostos extras. Nesta situação, a consolidação orçamental já pode ser expansionista.

Com uma amostra de 19 países da OCDE entre 1965 a 1995, Perotti (1999) desenvolveu a análise de Sutherland (1997) ao ter em consideração os efeitos dos choques do lado da despesa e do lado receita sobre o consumo.

Segundo os resultados obtidos neste artigo, quando o rácio da dívida pública é baixo a consolidação orçamental tem um impacto negativo sobre o consumo e tende a ser contracionistas.

Em contrapartida, quando o rácio da dívida é elevado a consolidação orçamental, sobretudo quando executada através de cortes na despesa, tem um impacto positivo sobre o consumo e pode ser expansionista. Uma vez que, esta vai eliminar a necessidade de um ajustamento mais acentuado no futuro e, por conseguinte leva os agentes privados a anteciparem um aumento do seu rendimento disponível no futuro e a aumentarem o seu consumo no presente.

O impacto da credibilidade sobre o prémio de risco da taxa de juro.

Como referido anteriormente, as consolidações orçamentais podem ser expansionistas consoante o seu impacto sobre as expetativas dos agentes quanto à credibilidade da estabilização da dívida.

Quando os investidores acreditam que a estabilização da dívida é credível e suficiente para evitar o seu incumprimento, estes podem exigir um prémio de risco menor sobre os títulos de dívida pública.

Por sua vez, uma menor taxa de juro associada aos títulos de dívida pública pode conduzir a uma diminuição da taxa de juro real cobrada às empresas e aos consumidores e, por conseguinte levar ao aumento da procura privada.

Além disso, a diminuição das taxas de juro pode contribuir para a valorização das ações e das obrigações, o que aumenta a riqueza financeira detida pelos agentes e pode provocar um aumento do consumo e do investimento.

Com base em dados sobre um conjunto de economias avançadas e emergentes entre 1970 a 2007, Kumar e Woo (2010) analisaram o impacto de uma dívida pública elevada sobre o crescimento económico.

Eles verificaram que existe uma relação inversa entre o rácio de dívida pública inicial e o crescimento do PIB. Concretamente, um aumento em 10 pontos percentuais no rácio de dívida pública inicial, em média, resulta num abrandamento do crescimento anual do PIB real *per capita*, nas economias avançadas, em cerca de 0.15 pontos percentuais ao ano. Sendo esta relação negativa particularmente significativa quando o rácio da dívida pública é superior a 90% do PIB.

Em Westphal e Rother (2012) foi analisado o impacto da dívida do governo sobre o crescimento do PIB *per capita* em 12 economias da Zona Euro entre 1970 e 2008.

Este trabalho conclui que a dívida pública tem um impacto não linear sobre o crescimento. Quando o rácio de dívida pública assume valores acima de 90-100% do PIB, esta passa a ter um impacto negativo sobre o crescimento a longo prazo. Porém, tendo em consideração os intervalos de confiança este limite pode ser reduzido para valores entre 70% a 80% do PIB.

O FMI (2012) mostrou que nos países periféricos da Zona Euro, o custo médio de financiamento das empresas aumenta, quando um país é alvo de um *downgrade*. Por sua vez, Vranceanu e Besancenot (2013) argumentam que “na Europa, muitas empresas dependem de encomendas públicas, de subsídios e de garantias do Estado”. Por conseguinte, “dada a informação imperfeita, muitos investidores usam o risco do país como uma *proxy* para o risco empresarial, especialmente no caso de pequenas empresas não cotadas” (p.3). Por este motivo, este último artigo defende que quando um país apresenta um rácio de dívida pública elevado um aumento do nível de dívida pública pode levar a um aumento das taxas de juro, o que produz um efeito de *crowding-out* sobre o investimento privado e compensam o efeito direto do estímulo orçamental.

Vranceanu e Besancenot (2013) demonstraram através de um modelo de regressão aplicado a um painel de 26 países da União Europeia entre 1996 e 2011 que nas economias da Zona Euro existe uma relação negativa entre o valor do multiplicador orçamental e o rácio da dívida pública. Por outras palavras, uma dívida pública elevada não só tem um impacto negativo sobre o crescimento como reduz o impacto positivo de um dado estímulo orçamental.

Concretamente, este artigo observou que quando o rácio da dívida pública é superior de 150% do PIB (sendo este limite de 108% do PIB, quando é assumido um nível de confiança de apenas 95%) o multiplicador da despesa torna-se negativo.

Em Corsetti *et al.* (2012a) é debatido o problema do aumento do risco de incumprimento da dívida pública resultar no aumento dos custos de financiamento do sector privado.

De acordo com este artigo, o aumento dos prémios de risco podem ser compensados através de uma política monetária mais expansionistas, porém este mecanismo de compensação deixa de estar disponível quando a atuação da política monetária está limitada por uma armadilha de liquidez ou por um regime de câmbios fixos. Este problema é ainda agravado pelo facto do risco soberano poder prolongar a armadilha de liquidez.

Nestas circunstâncias, os cortes na despesa afetam as taxas de juro reais de duas maneiras. Por um lado, os cortes na despesa proporcionam o aumento das taxas de juro reais, porque devido à armadilha de liquidez a política monetária é incapaz de compensar a diminuição da inflação. Por outro, a redução da dívida pública reduz o risco soberano e, por conseguinte os prémios de risco sobre os sectores privados.

Este artigo demonstrou através de um modelo *New Keynesian* calibrado com dados sobre os E.U.A que o canal do risco soberano passa a ser dominante se assumirmos um rácio de dívida pública inicial de 115 por cento do PIB.

Além disso, os resultados obtidos neste trabalho revelaram que quando a economia está sob uma armadilha de liquidez, o canal do risco soberano, regra geral, diminui o valor do multiplicador da despesa e em algumas situações o multiplicador da despesa pode ser negativo (ou seja, os cortes na despesa podem ser expansionistas).

Impacto da consolidação orçamental sobre os custos unitários do trabalho.

Do lado da oferta, as consolidações orçamentais baseadas em cortes na despesa, sobretudo aquelas que incidem sobre os empregos⁵ e os salários da função pública, proporcionam uma diminuição da utilidade de reserva dos sindicatos. Isto é, os sindicatos passam a exigir salários mais baixos para os trabalhadores do sector privado.

Este efeito depressivo sobre os salários na economia resulta na diminuição dos custos unitários do trabalho e no aumento dos lucros, que se forem reinvestidos podem melhorar a competitividade internacional e estimular o crescimento económico, o emprego e as exportações.

Em contrapartida, as consolidações orçamentais baseadas no aumento de imposto resultam no agravamento dos custos unitários do trabalho e, por conseguinte levam a uma diminuição dos lucros, do investimento e da competitividade internacional.

Alesina *et al.* (2002) analisaram o impacto da política orçamental sobre o investimento através de um painel de 18 países da OCDE entre 1960 e 1996.

Este artigo verificou que os aumentos na despesa pública diminuem os lucros e, consequentemente, o investimento. Enquanto que os cortes na despesa pública proporcionam o aumento do investimento.

A tabela seguinte mostra o impacto sobre o investimento, em pontos percentuais do PIB, quando a despesa ou a receita variam em um ponto percentual.

Tabela 2: Impacto da política orçamental sobre o investimento.

Instrumento orçamental	Impacto	Acumulado (5 Anos)
Despesa primária face ao PIB	-0.16	-0.80
Impostos		-0.18

Fonte: Alesina *et al.* (2002).

Alesina *et al.* (2012) estimaram através de uma abordagem “*narrative*” os multiplicadores orçamentais para 15 países da OCDE entre 1980 a 2005.

A conclusão deste artigo é que os ajustamentos orçamentais executados através de cortes na despesa provocam uma contração do PIB muito menor do que as consolidações baseadas no aumento de impostos.

⁵ Reduz a probabilidade dos indivíduos encontrem emprego se não forem contratados pelo sector privado.

Concretamente, este estudo verificou que as consolidações orçamentais baseadas em cortes na despesa estão relacionadas com recessões suaves e de curta duração, e em alguns casos estas podem ser expansionistas. Em contrapartida, os ajustamentos orçamentais baseados no aumento dos impostos estão associados a recessões profundas e prologadas.

De acordo com a evidência apresentada neste artigo, estes resultados resultam da resposta diferente do investimento privado aos dois tipos de ajustamentos orçamentais.

Num outro artigo recente, Alesina e Ardagna (2012) analisaram uma amostra de 21 países da OCDE entre 1970 e 2010 e concluíram que as consolidações orçamentais executadas através da despesa são mais propícias a conseguir uma redução permanente no rácio da pública e, em alguns casos, podem ser expansionistas.

Segundo este estudo os episódios de consolidações orçamentais expansionistas e bem-sucedidos estão normalmente associados a um crescimento dos custos unitários do trabalho relativamente lento, a uma diminuição das taxas de juro de longo prazo (nominais e reais) e a um aumento da produtividade e da competitividade internacional.

A tabela seguinte apresenta os multiplicadores orçamentais estimados em Alesina e Ardagna (2012).

Tabela 3: Multiplicadores orçamentais estimados em Alesina e Ardagna (2012).

Instrumento orçamental	Multiplicador acumulado		
	Ano 1	Ano 2	Ano 3
Despesa do governo	-0.15	-0.37	-0.46
Impostos	-0.12	-0.24	-0.34

Fonte: Alesina e Ardagna (2012).

2.2.Consolidações orçamentais contracionistas.

Apesar da evidência empírica apresentada na subsecção anterior a favor das consolidações orçamentais expansionista, “a maioria dos estudos, antigos e recentes,

concluíram que as consolidações orçamentais são contracionistas no curto prazo” (Batini *et al.* (2012), p.11).

De facto, na literatura existe um elevado número de trabalhos que lançam dúvidas sobre algumas das versões da hipótese de “consolidações orçamentais expansionistas” e da sua aplicabilidade nos estados membros da Zona Euro e nas circunstâncias atuais.

Jayadev e Konczal (2010) analisaram a amostra usada em Alesina e Ardagna (2009).

A conclusão deste artigo é que os países que reduziram os seus défices durante uma recessão, taxas de juro baixas e elevadas taxas de desemprego não conseguiram ser bem-sucedidos na redução da sua dívida. Na verdade, os resultados obtidos revelaram que os países que tentaram reduzir os seus défices durante uma recessão estiveram associados a taxas de crescimento económico menores e/ou a rácios da dívida pública maiores.

Por sua vez, Baker (2010) analisou os resultados obtidos em Broadbent e Daly (2010).

Este trabalho verificou que os episódios de grandes ajustamentos orçamentais identificados em Broadbent e Daly (2010) ocorreram, regra geral, em períodos em que as economias estavam perto ou acima do PIB potencial.

Nos poucos casos em que as economias estavam abaixo do seu produto potencial os ajustamentos orçamentais beneficiaram de um crescimento mundial robusto ou pelo menos sustentável. Além disso, estes ocorreram em economias abertas e de pequena dimensão e as suas taxas de juro diminuíram substancialmente, o que permitiu a desvalorizar as suas moedas relativamente aos seus parceiros comerciais e estimular o crescimento através das exportações.

Perante estes resultados, o autor deste artigo interrogasse sobre capacidade de uma diminuição adicional nas taxas de juro ser capaz de compensar o impacto contracionista da redução dos défices, visto que elas já se encontram atualmente em níveis muito baixos.

Esta situação é ainda agravada pelo facto dos principais parceiros comerciais dos países em ajustamento estarem também a sofrer com a crise.

Além disso, o excesso da oferta face à procura faz com que as empresas tenham poucos incentivos para investir e, consequentemente não pretendam aumentar a sua capacidade de produção em antecipação da procura.

Segundo FMI (2010) e Guajardo *et al.* (2011) os estudos que apoiam a hipótese de “consolidações orçamentais expansionistas” utilizam normalmente uma abordagem que tende a exagerar nos efeitos expansionistas.

Estes trabalhos investigaram o impacto das consolidações orçamentais sobre a atividade económica através de uma análise “*historical*” e verificaram que as consolidações orçamentais provocam, no curto prazo, a contração do PIB e da procura privada e aumentam o desemprego.

No entanto, as consolidações orçamentais baseadas em cortes na despesa provocam uma contração da atividade económica muito menor do que os ajustamentos baseados em aumentos de impostos.

De acordo com a evidência apresenta nestes dois artigos, a diferença entre os dois tipos de ajustamento resulta, em grande medida, dos Bancos Centrais reduzirem muito mais as taxas de juro perante ajustamentos baseados na despesa.⁶

Por fim, os resultados obtidos nestes dois estudos apontam para uma contração do PIB inferior a 1 por cento face uma consolidação orçamental em 1 por cento do PIB. Isto significa que o multiplicador orçamental é positivo mas inferior a 1.

Na literatura um vasto número de artigos sobre o valor dos multiplicadores orçamentais apontam para o impacto negativo das consolidações orçamentais sobre a atividade económica.

Por exemplo, Ramey (2011a) analisou diversos trabalhos sobre o valor do multiplicador da despesa nos EUA e verificou-se que este varia entre 0.8 e 1.5.

A Comissão Europeia (2012) reviu a literatura sobre os multiplicadores orçamentais⁷ e constatou que o multiplicador da despesa varia entre 0.4 e 1.2, enquanto o multiplicador da receita é, regra geral, inferior a 0.7.

Mais recentemente, o FMI (2012b) analisou um total de 34 estudos entre 2002 e 2012 e observou que o multiplicador da despesa na Europa varia entre 0.1 e 1.5, enquanto

⁶ Este resultado é consistente com o argumento de que os Bancos Centrais encaram as consolidações orçamentais baseadas na despesa como um sinal claro de um forte compromisso do governo com a disciplina orçamental e, por conseguinte estão dispostos a proporcionar um estímulo monetário maior. Além disso, um aumento nos impostos, sobretudo quando envolve o aumento nos impostos indiretos, pode provocar o aumento da inflação. Esta situação faz com um Banco Central avesso à inflação esteja pouco disponível para proporcionar um estímulo monetário.

⁷ Os multiplicadores orçamentais incluídos nesta revisão de literatura foram estimados tanto através de modelos de Equilíbrio Geral Dinâmicos Estocásticos (DSGE) como pela via dos modelos Vetor Autorregressivos (VAR).

o multiplicador da receita oscila entre -1.5 e 0.4 (mas normalmente assume um valor negativo).

A Tabela 5 apresenta um breve resumo dos resultados obtidos em alguns dos estudos mais relevantes na literatura sobre o valor dos multiplicadores orçamentais.

Tabela 4: Multiplicadores orçamentais na literatura.⁸

Instrumento orçamental	Autores	Amostra	Estratégia de Identificação	Impacto	Cumulativo
Despesa pública (total)	Fatas e Mihov (2001)	EUA (1960-1996)	Rekursiva	0.05	+ (2 anos)
	Blanchard e Perotti (2002)	EUA (1960:1-1997:4)	Blanchard e Perotti	0.84	0.97 (5 anos)
	Mountford e Uhlig (2009)	EUA (1955:1-2000:4)	Restrições de Sinal	0.65	-2.24 (5 anos)
	Barro e Redlick (2011)	EUA (1917-2006)	Evento-estudo	0.47	0.63 (2 anos)
	Barro e Redlick (2011)	EUA (1930-2006)	Evento-estudo	0.46	0.67 (2 anos)
	Barro e Redlick (2011)	EUA (1939-2006)	Evento-estudo	0.44	0.64 (2 anos)
	Barro e Redlick (2011)	EUA (1950-2006)	Evento-estudo	0.68	0.69 (2 anos)

⁸ O sinal "+" indica um multiplicador positivo, enquanto o sinal "-" indica um multiplicador negativo.

	Giordano <i>et al.</i> (2007)	Itália (1982:1 – 2004:4)	Blanchard e Perotti	0.2	1.7 (3 anos)
	De Castro e De Cos (2008)	Espanha (1980:1- 2004:4)	Blanchard e Perotti	+	1.33 (2 anos)
	Burriel <i>et al.</i> (2010)	Zona Euro (1981:1- 2007:04)	Blanchard e Perotti	0.75	0.02 (5 anos)
	Beetsma e Giuliodori (2011)	14 Países da EU (1970- 2004)	Recursiva	1.17	0.66 (5 anos)
	Pereira e Sagalés (2011)	Portugal (1980- 2005)	Recursiva	1.68	1.21 (10 anos)
	Comissão Europeia (2012)	Alemanha (1985:1 – 2007:4)	Recursiva	0.71	3.4 (3 anos)
		Alemanha (1985:1 – 2010:4)	Recursiva	0.38	1.49 (3 anos)
		Itália (1985:1 – 2007:4)	Recursiva	0.11	0.5 (3 anos)
		Itália (1985:1 – 2010:4)	Recursiva	0.1	0.22 (3 anos)
		Espanha	Recursiva	0.58	0.98 (3 anos)

		(1986:1 – 2007:4)			
		Espanha (1986:1 – 2010:4)	Recursiva	0.3	1.49 (3 anos)
		Zona Euro (1985:1 – 2007:4)	Recursiva	0.79	1.06 (3 anos)
		Zona Euro (1985:1 – 2010:4)	Recursiva	0.63	1.27 (3 anos)
	De Castro e Fernández (2013)	Espanha (1981:1 – 2008:4)	Blanchard e Perotti	0.41	0.55 (3 anos)
	De Castro e Fernández (2013)	Espanha (1989:1 – 2008:4)	Blanchard e Perotti	0.49	1.78 (3 anos)
Impostos (totais)	Perotti (2012)	EUA (1945:1 - 2009:4)	Evento-estudo	-	-1.27 (3 anos)
	Giordano <i>et al.</i> (2007)	Itália (1982:1 – 2004:4)	Blanchard e Perotti	-0.05	- (2 anos)
	De Castro e De Cos (2008)	Espanha (1980:1- 2004:4)	Blanchard e Perotti	0	-
	Burriel <i>et al.</i> (2010)	Zona Euro (1981:1- 2007:04)	Blanchard e Perotti	-0.79	-0.74 (5 anos)

	Pereira e Sagalés (2011)	Portugal (1980- 2005)	Rekursiva	0.0	-1.83 (10 anos)
--	--------------------------------	-----------------------------	-----------	-----	--------------------

Uma parte considerável da literatura sobre o valor dos multiplicadores orçamentais tem como referência os EUA. O estudo desenvolvido em Fatás e Mihov (2001) é um exemplo disso.

Através de uma abordagem recursiva (ordenação de *Cholesky*), este artigo calculou o valor dos multiplicadores orçamentais nos EUA e verificou que os cortes na despesa do governo e os aumentos nos impostos resultam na contração do PIB.

Blanchard e Perotti (2002) também estimaram o impacto da política orçamental nos E.U.A, mas utilizaram uma metodologia diferente.

Eles identificaram os choques orçamentais explorando os desfasamentos temporais entre a formulação e a implementação das medidas orçamentais, e utilizando a informação institucional sobre a elasticidade das variáveis orçamentais relativamente à atividade económica.

Os resultados obtidos neste trabalho revelaram que os cortes na despesa e os aumentos nos impostos são contracionistas.

Mounteford e Uhlig (2009) estimaram os multiplicadores orçamentais nos EUA utilizando uma estratégia de identificação dos choques da política orçamental, que consiste na imposição de restrições de sinal sobre as funções de resposta ao impulso.

De acordo com os resultados obtidos neste artigo, os cortes na despesa do governo provocam uma pequena contração do PIB no curto prazo, porém aumentam o PIB no médio prazo.

Em contrapartida, os aumentos nos impostos provocam uma forte contração do PIB no curto e no médio prazo.

Perante estes resultados, os autores deste artigo defendem que a melhor forma de minimizar os custos de uma consolidação orçamental é cortar na despesa do governo.

Romer e Romer (2010) estimaram o multiplicador da receita nos EUA através da abordagem “evento-estudo”⁹ apresentada em Ramey e Shapiro (1998) e verificaram que

⁹ Esta estratégia de identificação dos choques orçamentais consiste na utilização de variáveis dummy que capturam episódios específicos, tais como as despesas do governo em defesa durante as guerras.

os aumentos nos impostos provocam uma forte contração do PIB: um aumento nos impostos em 1 por cento do PIB diminui o PIB ao fim de três anos em aproximadamente 3 por cento.¹⁰

Utilizando uma abordagem semelhante, Barro e Redlick (2011) estimaram o valor do multiplicador da despesa nos E.U.A através das alterações nos gastos do governo em defesa.

Este artigo concluiu que quando a 2ª Guerra Mundial é incluída na amostra o multiplicador da despesa varia entre 0.6 a 0.7, ou seja, os cortes na despesa do governo provocam a contração do PIB.

Mais recentemente, Favero e Giavazzi (2012) contestam o valor elevado obtido em Romer e Romer (2010) para o multiplicador da receita.

Eles argumentam que este valor deve-se ao facto dos efeitos dos choques identificados através da abordagem “evento-estudo” serem o resultado de uma abordagem de informação limitada. Por conseguinte, eles propõem uma forma alternativa para estimar o valor do multiplicador da receita, que consiste na combinação da abordagem VAR com a estratégia de identificação dos choques na receita do governo “evento-estudo”.

Aplicando esta nova forma de estimar os multiplicadores da receita à amostra utilizada em Romer e Romer (2010), eles obtiveram um multiplicador menor que 1.

Por sua vez, Perotti (2012) mostra que as abordagens utilizadas em Favero e Giavazzi (2012) e em Blanchard e Perotti (2002) produzem multiplicadores enviesados para zero. Por este motivo, ele defende uma abordagem VAR que permita às componentes discricionárias e endógenas dos impostos terem efeitos diferentes sobre o PIB.

Os resultados obtidos através deste método mostram que a resposta do PIB a alterações nos impostos é maior do que os efeitos estimados em Favero e Giavazzi (2012), mas menor do que os grandes efeitos estimados em Romer e Romer (2010).

Entre os estudos que analisaram os efeitos da política orçamental na Zona Euro existe o Burriel *et al.* (2010).

Segundo este artigo, os cortes na despesa do governo e os aumentos nos impostos levam à contração do PIB. No entanto o multiplicador da despesa é maior do que o

¹⁰ No entanto, a evidência apresentada neste artigo aponta para uma contração menor do PIB, quando os impostos são aumentados com o objetivo de reduzir os défices orçamentais.

multiplicador da receita. Isto significa que os cortes na despesa provocam uma contração do PIB maior do que os aumentos nos impostos.

Além disso, este artigo mostra que os multiplicadores orçamentais têm vindo a aumentar de forma consistente desde o ano de 2000.

Beetsma e Giuliadori (2011) analisaram através de um painel de 14 países da União Europeia as consequências dos choques na despesa do governo.

Este estudo mostrou que os cortes na despesa do governo diminuem o PIB, podendo a contração do PIB ser ainda maior quando os cortes na despesa são aplicados em vários países da União Europeia ao mesmo tempo.

Mais recentemente, a Comissão Europeia (2012) estimou o valor dos multiplicadores da despesa em algumas das maiores economias da Zona Euro e para a Zona euro como um todo.

De acordo com os resultados obtidos neste estudo, os multiplicadores da despesa acumulados ao fim de 1 variam entre 0.4 e 1.4 (em função do país considerado), o que significa que os cortes na despesa resultam sempre na contração do PIB.

Giordano *et al.* (2007) estimaram os multiplicadores orçamentais em Itália e verificaram que os cortes na despesa do governo provocam uma forte contração do PIB, enquanto que os aumentos nos impostos têm apenas um impacto negativo ligeiro sobre a atividade económica.

De Castro e De Cos (2008) analisaram os efeitos da política orçamental na Espanha e verificaram que os cortes na despesa são bastante contracionistas no curto prazo, mas podem ser expansionistas no médio e longo prazo. Em contrapartida, eles verificaram que os cortes na despesa podem ser ligeiramente expansionistas no curto prazo, mas resultam na contração do PIB no médio e longo prazo.

Num artigo mais recente, De Castro e Fernández (2013) também analisaram o impacto da política orçamental sobre a atividade económica em Espanha.

Tal como no artigo anterior, este estudo mostra que os cortes na despesa do governo resultam na contração do PIB no prazo, mas podem levar ao aumento do PIB no longo devido à diminuição das taxas de juro associada a uma inflação mais baixa.

No caso concreto de Portugal, Pereira e Sagalés (2011) mostram que o processo de consolidação orçamental leva à contração do PIB, independentemente de ser baseado em

cortes na despesa do governo ou no aumento de impostos. No entanto, os aumentos nos impostos provocam uma menor contração do que os cortes na despesa.

Segundo a literatura o impacto negativo das consolidações orçamentais sobre a atividade económica é acentuado quando as economias estão em recessão, confrontadas com uma armadilha de liquidez e sob um regime de câmbios fixos.

Multiplicadores orçamentais em regimes de câmbios fixos.

Como é referido em Comissão Europeia (2012), “os países da Zona Euro com as taxas de câmbio fixas, uma elevada integração do comércio e a necessidade de consolidar associada a um crescimento nos países do resto do mundo abaixo do seu potencial faz com que os multiplicadores de curto prazo tenham tendência a assumir valores relativamente elevados” (p. 136).

Por conseguinte, De Castro e Fernández (2013) recalcularam o valor do multiplicador da despesa restringindo a amostra ao período entre 1989 e 2009, ou seja, ao período de tempo em que a Espanha esteve sob um regime de câmbios fixos.

Os resultados obtidos neste estudo mostram que o multiplicador da despesa é consideravelmente maior do que aquele que tinha sido anteriormente estimado. Este resultado é, portanto, consistente com a hipótese de que a política orçamental é mais eficaz em regimes de taxas de câmbio fixas do que em regimes de taxas de câmbio flexíveis.

Erceg e Lindé (2013) demonstraram através de um modelo DSGE que as consolidações orçamentais dentro de uma união monetária são sempre contracionistas.

Além disso, eles verificaram que nos países de uma união monetária o multiplicador da despesa é sempre maior do que o multiplicador da receita. Logo, as consolidações orçamentais executadas dentro uma união monetária devem ser baseadas no aumento de impostos.

Ilzetzki *et al.* (2013) estimaram o valor dos multiplicadores orçamentais aplicando um modelo SVAR (Vetor autorregressivo estrutural) a uma amostra de 44 países entre 1960:1 e 2007:4.

Este artigo observou que quando as economias operam sob uma taxa de câmbio fixa têm um multiplicador da despesa no impacto pequeno, mas estatisticamente diferente de zero, e um multiplicador acumulado no longo prazo superior a 1.

Em contrapartida, quando as economias estão sob um regime de câmbios flexíveis os multiplicadores da despesa são negativos em todos os horizontes de previsão.

A tabela seguinte resume os resultados obtidos neste artigo.

Tabela 5: Multiplicador da despesa do governo em função do regime cambial.

Instrumento orçamental	Multiplicador de impacto		Multiplicador acumulado	
	Taxa de câmbio flexível	Taxa de câmbio fixa	Taxa de câmbio flexível	Taxa de câmbio fixa
Despesa Pública	-0.14	0.15	-0.69	1.4

Fonte: Ilzetzki *et al.* (2013).

Multiplicadores orçamentais durante recessões.

Como é referido no relatório da Comissão Europeia (2012), “uma das questões mais discutidas no âmbito das consolidações orçamentais “autodestrutivas” é a não-linearidade dos multiplicadores e, em particular, o facto dos multiplicadores serem maiores durante as recessões” (p.131). Uma vez que, em períodos de recessão “o argumento tradicional do *crowding-out* – que o aumento dos gastos do governo substitui os gastos privados – é geralmente menos aplicável, porque existe um excesso de capacidade disponível na economia” (FMI 2012b, p.34).

Blanchard e Leigh (2013) utilizou uma amostra de 26 economias europeias e mostrou que as grandes consolidações orçamentais que ocorram durante a recente recessão estiveram associadas a um crescimento abaixo do previsto.

A razão é que os multiplicadores orçamentais no início da crise eram considerados, em média, à volta de 0,5, porém os resultados obtidos neste artigo mostraram que os multiplicadores orçamentais durante os primeiros anos da crise foram superiores a 1. Por conseguinte, as previsões subestimaram consideravelmente o impacto negativo das consolidações orçamentais sobre o desemprego, o consumo e o investimento.

A Comissão Europeia (2012) recalculou o valor dos multiplicadores orçamentais restringindo a amostra ao período pré-crise. Ela observou que os multiplicadores

orçamentais para a Zona Euro como um todo eram menores do que aqueles que tinha sido obtidos com a amostra completa.

Este resultado sugere que os multiplicadores orçamentais tendem a ser maiores durante períodos de crescimento económico moderado ou negativo e quando existe um excesso de capacidade disponível na economia, um elevado número de agentes económicos com restrições ao crédito e a economia está sob uma situação de armadilha de liquidez.

Corsetti *et al.* (2012b) analisaram uma amostra de 17 países da OCDE entre 1975 e 2008 e concluíram que quando ocorre uma crise financeira a resposta do consumo e da produção à política orçamental é grande.

Concretamente, este estudo demonstrou que o multiplicador da despesa pode assumir um valor próximo de 2 e que os cortes nos na despesa provocam uma forte contração do PIB.¹¹

Galí *et al.* (2007) desenvolveram um modelo teórico do tipo *New Keynesian* onde uma parte dos consumidores é “*rule-of-thumb*”.¹²

Estes consumidores “*rule-of-thumb*” podem ser interpretados como indivíduos com restrições ao crédito ou sem acesso aos mercados financeiros.

Como demonstrado neste estudo, quanto maior é a proporção de consumidores “*rule-of-thumb*” maior é valor do multiplicador da despesa. A razão é que a procura agregada passa a depender cada vez mais do rendimento disponível das famílias. Por conseguinte, no caso de haver uma consolidação orçamental os consumidores “*rule-of-thumb*” isolam, parcialmente, a procura agregada dos efeitos de riqueza positivos.

Mais recentemente, Eggertsson e Krugman (2012) demonstraram através de um modelo *New Keynesian* que as crises impulsionadas pela dívida deprimem a procura agregada e criam um excesso de capacidade disponível na economia.

Além disso, quando as famílias estão fortemente endividadas, confrontadas com restrições ao crédito e são obrigadas a desalancar rapidamente, a sua propensão

¹¹ Contudo, este artigo mostra que quando a dívida pública é elevada a resposta da produção e do investimento aos choques na despesa do governo é muito menor. Isto significa que a sustentabilidade orçamental é uma condição fundamental para a obtenção de multiplicadores elevados durante uma crise financeira.

¹² Os consumidores “*rule-of-thumb*” não pedem emprestado nem poupam, em vez disso consomem todo o seu rendimento disponível.

marginal a consumir é igual a 1. Isto significa que o consumo das famílias depende do seu rendimento disponível e não das suas expectativas quanto ao seu rendimento no futuro.

Nestas circunstâncias, este artigo mostra que o multiplicador da despesa é maior que 1, sendo o seu valor tanto maior quanto maior for a percentagem de famílias com restrições ao crédito. Logo, as consolidações orçamentais resultam numa forte contração da atividade económica.

Auerbach e Gorodnichenko (2012) estimaram o valor do multiplicador da despesa do governo para um conjunto alargado de países da OCDE através de um modelo *Smooth Transition Vector Autoregression* (STVAR).

Este modelo tem a vantagem de permitir que os multiplicadores da despesa variem de acordo com o estado da economia.

A conclusão deste artigo é que os multiplicadores da despesa são maiores quando as economias estão em recessão.¹³

Tabela 6: Multiplicadores da despesa estimados em Auerbach e Gorodnichenko (2012).

Amostra	Multiplicador médio		Multiplicador máximo	
	Expansão	Recessão	Expansão	Recessão
30 Países da OCDE (Antigos membros (1985-2010) + membros mais recentes (desde miados dos anos 90 até 2010)	-0.20	0.46	0.04	0.68

Fonte: Auerbach e Gorodnichenko (2012).

Batini *et al.* (2012) usaram um *regime-switching VARs* para estimar o impacto da consolidação orçamental sobre um conjunto de economias.

Este modelo leva em consideração o facto de um choque orçamental poder fazer com que a economia mude de um estado de expansão para um de recessão (e vice versa).

¹³ No entanto, Auerbach e Gorodnichenko (2012a) verificaram que uma dívida pública elevada diminui o valor do multiplicador da despesa do governo, mesmo quando as economias estão em recessão. Concretamente, eles observaram que quando uma economia está sob uma recessão profunda e o rácio dívida é igual a 0, o multiplicador da despesa acumulado ao fim de 3 anos é aproximadamente 0.73. Em contrapartida, quando o rácio da dívida é de 100 por cento do PIB, o multiplicador da despesa passa a ser apenas 0,09.

Os regimes de expansão e recessão foram definidos de acordo com o sinal da taxa de crescimento real do PIB.¹⁴

De acordo com os resultados obtidos neste estudo, a probabilidade de uma consolidação orçamental iniciada durante uma recessão resultar no aprofundamento e no prolongamento da mesma é quase duas vezes maior do que a probabilidade de um ajustamento orçamental que começa durante um período de expansão desencadear uma recessão.¹⁵

Apesar dos multiplicadores orçamentais serem específicos a cada país, este trabalho verificou que os multiplicadores orçamentais tendem a ser maiores em períodos de recessão e que os multiplicadores da despesa tendem a ser consideravelmente maiores do que os multiplicadores da receita.

Por conseguinte, este trabalho conclui que as consolidações orçamentais devem ser implementadas de forma gradual e sobretudo através do aumento dos impostos de modo a minimizar a contração do PIB e a proporcionar uma maior redução do rácio da dívida pública.

A tabela seguinte mostra os multiplicadores orçamentais estimados em Batini *et al.* (2012) para períodos de recessão e de expansão.

Tabela 7: Multiplicadores orçamentais estimados em Batini *et al.* (2012).

Amostra	Instrumento orçamental	Estado da economia	1º Trimestre	4º Trimestre	8º Trimestre
Zona Euro (1985:1-2009:4)	Despesa	Expansões	0.41	0.43	0.07
		Recessões	2.06	2.56	2.49
	Receita	Expansões	0.10	0.20	0.06
		Recessões	-0.18	-0.35	-0.35
França	Despesa	Expansões	1.39	1.55	1.88
		Recessões	2.62	2.08	1.79

¹⁴ Segundo os autores deste artigo, a taxa de crescimento real do PIB capta melhor o estado da economia, porque um país pode estar em melhor forma quando cresce a partir de um hiato do produto negativo do que quando contrai a partir de um hiato do produto positivo.

¹⁵ Os resultados obtidos neste estudo mostram que os efeitos de confiança não parecem ser suficientemente fortes para tornar as consolidações expansionistas quando a economia está em recessão, pelo menos no curto prazo. Contudo, os autores deste artigo reconhecem que as medidas que melhorem a credibilidade e a duração das consolidações orçamentais, como o “Pacto Orçamental”, podem aumentar os efeitos positivos da confiança e aliviar os custos das consolidações no futuro.

(1970:1-2010:4)	Receita	Expansões	0.05	0.12	0.20
		Recessões	-0.02	0.03	0.28
Itália (1981:1-2007:4)	Despesa	Expansões	0.25	0.41	0.46
		Recessões	1.42	1.57	1.78
	Receita	Expansões	0.07	0.07	0.10
		Recessões	0.12	0.17	0.17
Japão (1981:1-2009:4)	Despesa	Expansões	0.71	1.40	1.09
		Recessões	1.34	2.01	2.01
	Receita	Expansão	0.27	0.30	0.09
		Recessões	0.31	0.21	-0.17
EUA (1975:1-2010:2)	Despesa	Expansões	0.95	0.33	-0.49
		Recessões	1.96	2.18	2.17
	Receita	Expansões	0.04	-0.15	-0.72
		Recessões	0.03	-0.16	-0.65

Fonte: Batini *et al.* (2012).

Utilizando uma metodologia semelhante, Baum *et al.* (2012) analisaram através de um vetor autorregressivo não linear *threshold* (TVAR) a relação entre os multiplicadores orçamentais e o estado subjacente da economia nos países do G7 (excluindo a Itália).

Este modelo separa as observações entre dois regimes, expansão e recessão, de acordo com o sinal do hiato do produto¹⁶.

Dentro de cada regime o modelo é linear, porém quando o choque orçamental é implementado o regime pode mudar em função do sinal do hiato produto.

Os resultados obtidos nesta investigação sugerem que os multiplicadores orçamentais diferem entre os países e, por conseguinte a política orçamental deve ser adaptada às especificidades de cada país.

¹⁶ Baum *et al.* (2012) defendem que o hiato do produto é a medida mais apropriada para identificar as fases dos ciclos económicos. O argumento é que a política orçamental é mais eficaz em períodos de recessão, porque o excesso de capacidade disponível na economia faz com que o efeito de *crowding out* sobre investimento privado seja menor. Como o excesso de capacidade disponível mantém-se enquanto o hiato do produto é negativo e dificilmente pode ser capturado pelas taxas de crescimento real baixas ou negativas, logo o hiato do produto é a medida mais adequada para identificar os períodos de expansão e de recessão.

No entanto, este estudo mostra que os multiplicadores orçamentais, sobretudo os multiplicadores da despesa, tendem a ser maiores em períodos de recessão.

Além disso, os multiplicadores da despesa são, regra geral, maiores do que os multiplicadores da receita.

Perante estes resultados, este concluí que as consolidações orçamentais que têm lugar em períodos de recessão devem ser implementadas de forma gradual e através de aumentos nos impostos de modo a minimizar o seu impacto negativo sobre o crescimento económico.

Tabela 8: Multiplicadores orçamentais estimados em Baum *et al.* (2012).

Amostra	Instrumento orçamental	Estado da economia	4 ° Trimestre		8° Trimestre	
			Choque Positivo	Choque Negativo	Choque Positivo	Choque Negativo
Canadá (1966Q1-2011Q2)	Despesa	Expansão	-0.9	0.9	-0.7	0.7
		Recessão	-1.1	1.1	-0.9	0.9
	Receita	Expansão	0.3	-0.3	0.2	-0.2
		Recessão	-0.1	0.1	-0.1	0.1
França (1970Q4-2010Q4)	Despesa	Expansão	-0.1	0.1	-0.1	0.1
		Recessão	0.2	-0.2	0.1	-0.1
	Receita	Expansão	0.5	-0.5	0.4	-0.4
		Recessão	0.7	-0.7	0.5	-0.5
Alemanha (1975Q3-2009Q4)	Despesa	Expansão	0.2	-0.4	0.1	-0.2
		Recessão	1.0	-1.3	0.8	-1.2
	Receita	Expansão	-0.6	0.7	-0.4	0.5
		Recessão	-0.4	0.5	-0.3	0.4
Japão (1970Q1-2011Q2)	Despesa	Expansão	1.4	-1.5	1.9	-1.7
		Recessão	2.0	-2.0	2.4	-2.0
	Receita	Expansão	0.4	-0.5	0.5	-0.5
		Recessão	-0.7	0.5	-0.6	0.3
Reino Unido	Despesa	Expansão	0.0	0.0	0.0	0.0
		Recessão	0.2	-0.2	0.1	-0.1

(1970Q1-2011Q2)	Receita	Expansão	-0.4	0.4	-0.3	0.4
		Recessão	0.2	-0.2	0.2	-0.2
EUA (1965Q2-2011Q2)	Despesa	Expansão	1.3	-1.3	1.0	-1.0
		Recessão	1.7	-1.8	1.2	-1.3
	Receita	Expansão	0.1	-0.1	0.1	-0.1
		Recessão	-0.1	0.1	-0.1	0.1

Fonte: Baum *et al.* (2012).

Auerbach e Gorodnichenko (2013) através de uma metodologia semelhante há que tinham utilizado em Auerbach e Gorodnichenko (2012) verificaram que uma contração orçamental por parte de um país têm um efeito económico e estatisticamente significativo sobre o PIB de outro país.

No entanto, a dimensão destes efeitos de propagação variam consideravelmente com o estado subjacente das economias. Com os efeitos de propagação a serem particularmente elevados quando ambas as economias estão em recessões.

A tabela seguinte mostra os resultados obtidos neste estudo para o multiplicador da despesa do governo consoante o estado subjacente da economia quer nos países de origem quer nos países recetores do choque orçamental.

Tabela 9: Multiplicadores da despesa estimados em Auerbach e Gorodnichenko (2013).

Amostra	Expansão no país de origem do choque da despesa		Recessão no país de origem do choque da despesa	
	Expansão no país recetor do choque da despesa	Recessão no país recetor do choque da despesa	Expansão no país recetor do choque da despesa	Recessão no país recetor do choque da despesa
30 Países da OCDE (Antigos membros (1985-2010) + membros mais recentes (desde mediados dos anos 90 até 2010))	0.54	0.38	-2.21	5.34

Fonte: Auerbach e Gorodnichenko (2013).

Multiplicadores orçamentais durante uma armadilha de liquidez.

Os bancos centrais podem compensar parte do impacto negativo da consolidação orçamental sobre a atividade económica, nomeadamente no consumo e no investimento, através da redução das taxas de juro (FMI, 2010).

Contudo, uma crise financeira pode ter um impacto recessivo de tal forma pronunciado que a política monetária acaba por ficar condicionada pela armadilha de liquidez.

Nestas circunstâncias, o banco central deixa de conseguir compensar os efeitos negativos de uma consolidação orçamental através da diminuição da taxa de juro (Blanchard e Leigh 2013).

O FMI (2010) demonstrou através de um modelo DSGE que os efeitos contracionistas de uma consolidação orçamental são maiores quando a economia está sob uma armadilha de liquidez. Principalmente, quando a consolidação orçamental é implementada em vários países em simultâneo.

A tabela seguinte mostra os multiplicadores da despesa estimados pelo FMI (2010) em função taxa de juro e do contexto em que é executada política orçamental¹⁷.

Tabela 10: Multiplicadores da despesa estimados em FMI (2010)

Amostra	Contexto	Acumulado (Ano 2)	
		Taxa de juro é igual a zero	Taxa de juro é positiva
Canadá (1980-2009)	Sozinho	1	0.5
15 Economias avançadas (Inclui o Canadá) (1980-2009)	Com o resto da amostra	2	

Fonte: FMI (2010).

¹⁷ A ação orçamental executada apenas pelo Canadá contra a situação em que é executada em conjunto com os restantes países da amostra.

Eggertsson (2011) estimou o valor do multiplicador da despesa através de um modelo DSGE tendo em consideração dois cenários: um em que a taxa de juro é positiva e outro em que a taxa de juro é igual a zero.

Os resultados obtidos neste trabalho mostram que quando a taxa de juro é positiva o multiplicador da despesa é 0,4652, mas quando taxa de juro é nula o multiplicador da despesa é 2.2793. Isto significa que os cortes temporários na despesa do governo são contracionistas em ambos os cenários, porém a contração do PIB é quase 5 vezes maior durante uma armadilha de liquidez.

DeLong e Summers (2012) demonstraram que tanto as crises financeiras como as recessões induzidas pelo da procura podem ter um impacto negativo sobre o produto potencial, que perdura mesmo quando as condições de normalidade são respondidas.

Além disso, eles verificaram que o multiplicador da despesa é superior a 1, quando a economia está sob uma recessão profunda, restringida por uma armadilha de liquidez e com excesso de capacidade de produção.

Em Christiano *et al.* (2011) foi demonstrado através de um modelo *New Keynesian* que o multiplicador da despesa pode ser superior a 1, quando a economia está sob uma armadilha de liquidez.

O valor estimado neste artigo para o multiplicador da despesa pode ser explicado pelo facto do aumento na despesa do governo provocar o aumento da produção e da inflação.

Assumindo que durante uma “armadilha de liquidez” as taxas de juro nominais estão fixas, o aumento da inflação vai se refletir na diminuição das taxas de juro reais e, consequentemente no aumento da procura privada.

Por sua vez, o aumento da procura privada proporciona um novo aumento da inflação, criando um ciclo de “realimentação”.

Num artigo mais recente, Erceg e Lindé (2013) mostraram que os multiplicadores da receita e da despesa são maiores quando a economia está sob uma armadilha de liquidez.

No entanto, a forma como os dois multiplicadores orçamentais são afetados pela armadilha de liquidez é diferente. Enquanto o multiplicador da despesa aumenta consideravelmente com a armadilha de liquidez, o multiplicador da receita é apenas ligeiramente afetado.

Além disso, este artigo verificou que os multiplicadores orçamentais dentro de uma união monetária são tanto maiores quanto maior for a dimensão do ajustamento orçamental, sobretudo quando este é executado por uma economia de grande dimensão ou por um conjunto de economias.

O motivo é que quanto maior é a dimensão da consolidação orçamental maior é a duração da armadilha de liquidez na união monetária e menor será o espaço para a acomodação monetária no futuro.

Por conseguinte, os cortes na despesa vão ser progressivamente mais contracionistas e menos eficazes na redução do rácio da dívida pública. Em certos casos, as consolidações orçamentais baseadas em cortes na despesa podem mesmo ser contraproducentes. Isto é, os cortes na despesa provocarem uma contração do PIB sem conseguirem uma melhoria adicional no rácio da dívida pública.

Erceg e Lindé (2014) demonstraram através de um modelo DSEG que o multiplicador da despesa pode ser superior a 4, quando a economia está sob uma armadilha de liquidez profunda e prolongada.

Contudo, este estudo verificou que o multiplicador da despesa diminuiu drasticamente com nível dos gastos do governo. Pelo facto de um grande aumento na despesa do governo empurrar a economia mais rapidamente para fora de uma situação de armadilha de liquidez. À medida que a economia deixa de estar sob uma armadilha de liquidez a política monetária começa a reagir progressivamente através do aumento das taxas de juro reais.

Um resultado partilhado em Erceg e Lindé (2013) e em Erceg e Lindé (2014) é que quando a economia está sob uma armadilha de liquidez o multiplicador da despesa será tanto maior quanto maior for a capacidade de ajustamento dos preços e dos salários aos choques na despesa do governo.

No entanto, Erceg e Lindé (2013) verificaram que mesmo perante o aumento da rigidez dos preços e dos salários numa união monetária o multiplicador da despesa continua a ser maior do que o multiplicador da receita e a aumentar progressivamente com a duração da armadilha de liquidez.

Em contrapartida, Farhi e Werning (2012) demonstraram que a flexibilidade dos preços dentro de uma união monetária pode contribuir para um menor multiplicador da despesa.

O motivo resulta do facto dos gastos do governo aumentarem a procura e, consequentemente a inflação no país. Contudo, dentro de uma união monetária o aumento da inflação resulta na perda de competitividade da economia e na contração da procura privada, o que alivia a pressão ascendente sobre a inflação.

Na verdade, este trabalho mostra que os multiplicadores da despesa dentro de uma união monetária são sempre inferiores a 1.

3. Dados e metodologia

O objetivo desta dissertação é analisar os efeitos dos cortes na despesa e dos aumentos nos impostos sobre a atividade económica. Para o efeito vai ser estimado o valor dos multiplicadores da receita e da despesa em Portugal através de um modelo VAR.

Tendo como referência os artigos de Fatás e Mihov (2001) e de Blanchard e Perotti (2002) o modelo VAR inicialmente vai ser composto pelas variáveis despesa do governo (g), PIB (y) e receita de impostos (t).¹⁸

Todas as variáveis utilizadas na análise foram transformadas em termos reais através do deflator do PIB¹⁹ (ver Anexo A.1 para uma descrição mais detalhada das variáveis e do processo através do qual elas foram transformadas em termos reais).

Devido à sazonalidade trimestral, antes de iniciar análise todas as variáveis foram sazonalmente ajustadas através do método X-13 ARIMA-SEATS e transformadas em logaritmos.

O modelo VAR na sua forma reduzida assume a seguinte forma:

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Onde $X_t = [g, y, t,]'$ é o vetor das variáveis endógenas e A_i é uma matriz com 9 coeficientes. O vetor dos resíduos na forma reduzida, u_t , é 3-dimensional, sendo $E[u_t, u_t'] = 0$.

Esta especificação inclui também uma constante que foi omitida na equação por simplificação.

Os parâmetros do modelo (1) serão estimados através do método dos mínimos quadrados (OLS) e o número ótimo de *lags* será determinado através do critério de informação Schwartz.

¹⁸ É importante analisar o impacto da política orçamental sobre o PIB quer do lado da despesa como da receita. De acordo com Blanchard e Perotti (2002), “tanto os gastos do governo como os impostos afetam o PIB. Uma vez que, os dois presumivelmente não são independentes, para estimar os efeitos de um é também necessário incluir o outro” (p.1331). Por sua vez, Burriel *et al.* (2010) argumentam que gastos do governo e os impostos podem ter efeitos diferentes sobre o PIB. Uma vez que, os primeiros afetam diretamente a procura agregada na economia, enquanto os últimos afetam indiretamente a economia através do rendimento disponível dos agentes económicos, logo pode haver “fugas” para a poupança.

¹⁹ Tal como em Blanchard e Perotti (2002), é utilizado o deflator do PIB para expressar as variáveis em termos reais, porque isso vai permitir expressar as respostas de impulso como percentagem do PIB.

A forma reduzida dos resíduos tem pouco significado económico, visto que as variações nas variáveis orçamentais podem resultar de uma combinação linear de três tipos de choques: a) a resposta automática da despesa e dos impostos líquidos à variável PIB²⁰, b) a resposta sistemática e discricionária da política orçamental à variável PIB²¹, e c) os choques discricionários e aleatórios da política orçamental. Sendo estes últimos os choques que se pretende identificar.

Multiplicando ambos os termos da equação (1) pela matriz A_0 obtém-se o Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR).

Este modelo na sua forma reduzida assume a seguinte forma:

$$A_0 X_t = \sum_{i=1}^k A_i^* X_{t-i} + B e_t \quad (2)^{22}$$

Onde $A_0 u_t = B e_t$ descreve a relação entre os termos de perturbações estruturais, e_t , e os resíduos obtidos anteriormente, u_t . A matriz A_0 descreve as relações contemporâneas entre as variáveis que compõem o vetor X_t .

Contudo, sem impor restrições sobre os parâmetros A_0 e B o modelo SVAR não pode ser estimado.

Na literatura existem diversas formas de resolver este problema. A opção desta dissertação foi pela abordagem recursiva (decomposição de Cholesky) desenvolvida inicialmente por Sims (1980) e mais tarde aplicada à identificação de choques orçamentais por Fatás e Mihov (2001).

A abordagem recursiva implica uma ordenação causal das variáveis do modelo. Por outras palavras, as variáveis não são afetadas, no impacto, pelas variáveis que lhes antecedem na ordenação, mas afetam, no impacto, as variáveis que lhes sucedem na ordenação. Por exemplo, a variável ordenada em primeiro lugar no sistema afeta, no impacto, todas as outras variáveis ordenadas a seguir e responde apenas ao seu próprio choque exógeno. Em contrapartida, a variável ordenada em último lugar responde a todas as variáveis que lhe antecedem na ordenação, mas o contrário já não é verdade.

²⁰ Estes choques correspondem aos estabilizadores automáticos.

²¹ Alterações discricionárias nas taxas de imposto ou na despesa pública com o propósito de estabilização. Em Burriel *et al.* (2010) é dado o exemplo das reduções nas taxas de imposto que podem ser implementadas sistematicamente por alguns países em resposta às recessões.

²² $A_0 * A_i = A_i^*$

No entanto, após o momento do choque inicial as variáveis do sistema podem interagir livremente entre si. Isto significa que a variável ordenada em último lugar pode afetar todas as variáveis que lhe antecedem na ordenação em todos os períodos a não ser naquele em que o choque ocorreu.

Esta abordagem permite restringir A_0 a uma matriz triangular inferior com diagonal principal composta por uns e B a uma matriz identidade de ordem 3.

Apesar de existirem 6 (3!) possibilidades de ordenação das variáveis, esta dissertação optou pela seguinte ordem: despesa do governo, PIB e receita de impostos.²³

Isto implica que a relação entre a forma reduzida dos termos de perturbação e os termos de perturbação estruturais assume a seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{yg} & 1 & 0 \\ a_{tg} & a_{tg} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^t \end{bmatrix} \quad (3)$$

Contudo, esta técnica é “*atheoretical*” (Cooley e Leroy, 1985) e a ordem das variáveis pode resultar de suposições improváveis sobre a interação causal das variáveis no sistema (Perotti, 2005).

Esta dissertação assume, tal como em Blanchard e Perotti (2002), em Fatás e Mihov (2001) e em Pereira e Sagalés (2011), que a despesa pública é exógena.

Isto significa que a despesa pública afeta, no impacto, todas as outras variáveis no sistema e responde apenas ao seu próprio choque exógeno.

Este pressuposto resulta dos “decisores políticos e dos legisladores levarem mais de um trimestre a compreenderem um choque sobre o PIB, a decidir sobre quais as medidas orçamentais, se alguma, a implementar em resposta, a passar essas medidas pela legislatura e a realmente implementá-las” (Blanchard e Perotti 2002, p. 1334).

Além disso, este pressupõe que as decisões sobre as taxas de imposto só são tomadas após a despesa do governo estar definida (Fatás e Mihov, 2001).

²³ Esta é a ordem normalmente usada nos artigos que utilizam a abordagem recursiva para estimar o valor dos multiplicadores orçamentais (ver, por exemplo, Fatás e Mihov (2001) e Pereira e Sagalés (2011)). Como a ordem das variáveis pode influenciar os resultados, na subsecção 4.4 será testado a robustez dos resultados obtidos através uma ordenação diferente das variáveis.

De seguida, é assumido que o PIB afeta, no impacto, as receitas de impostos, mas responde, no impacto, a choques na despesa do governo.

A opção por ordenar o PIB antes da receita de impostos resulta do facto de esta variável ter um impacto imediato sobre a base tributária e, portanto um efeito imediato sobre as receitas fiscais (Caldara e Kamps, 2008).

Além disso, o próprio processo político, como foi referido anteriormente, implica um desfasamento considerável entre a consideração e a implementação das alterações nas taxas de impostos, que na margem afetariam o PIB.

Por fim, é assumido que os planos de consumo e investimento demoram algum tempo a se adaptar às alterações nos impostos Pereira e Sagalés (2011).

Numa fase inicial, a amostra será dividida em períodos de recessão e de expansão e os multiplicadores serão estimados isoladamente para cada uma dessas subamostras.

Na literatura existe duas formas de identificar as fases do ciclo económico.

Em Batini *et al.* (2012) os períodos de expansão e de recessão são definidos de acordo com o sinal da taxa de crescimento real do PIB.

Segundo estes autores, a taxa de crescimento real do PIB captura melhor o estado da economia, porque um país pode estar em melhor forma quando cresce a partir de um output gap negativo do que quando contrai a partir de um output gap positivo.

Por sua vez, Baum *et al.* (2012) identificam os períodos de recessão e de expansão através do sinal do hiato do produto.

De acordo com estes autores, a política orçamental é mais eficaz em períodos de recessão, porque o excesso de capacidade disponível na economia faz com que o efeito de *crowding out* sobre o investimento privado seja menor.

Como o excesso de capacidade disponível mantém-se enquanto o hiato do produto é negativo e dificilmente pode ser capturado pelas taxas de crescimento real baixas ou negativas. Estes autores defendem que o hiato do produto é a medida mais adequada para identificar os períodos de expansão e de recessão.

Esta dissertação irá optar por identificar os períodos de recessão e de expansão através do hiato do produto, que será obtido dividindo a variável PIB real pela variável PIB potencial (obtida através do filtro *Hodrick-Prescott* fornecido na caixa de ferramentas do *Eviews* 8).

Numa segunda fase, amostra será dividida novamente em duas subamostras e os multiplicadores orçamentais serão estimados separadamente para o período que antecede (2001:1 a 2008:1) e sucede (2008:2 a 2013:4) a crise financeira.

Por fim, a taxa de juro real de longo prazo²⁴ é introduzida no modelo VAR, como variável endógena, e os multiplicadores serão novamente estimados, mas apenas para o período após a crise financeira (2008:2 a 2013:4).

O objetivo é ter explicitamente em consideração o papel da orientação da política monetária, visto que vários estudos mostram que os multiplicadores orçamentais podem ser maiores quando a economia está sob uma armadilha de liquidez.

Após a introdução da variável taxa de juro no modelo a ordem das variáveis passou ser despesa do governo, PIB, receita de impostos e taxa de juro.

As suposições anteriores quanto à ordenação das variáveis são mantidas, mas dado o aumento do número de variáveis é necessário adicionar novos pressupostos.

Como a despesa do governo e as receitas do governo são aqui definidas líquidas do pagamento de juros, logo não são sensíveis às alterações nas taxas de juro. Por este motivo, é assumido que taxa de juro responde, no impacto, às outras variáveis no sistema, mas o contrário já não é verdade.

3.1. Testes preliminares sobre a especificação do modelo VAR.

A validade do modelo VAR depende da identificação do número ótimo de *lags*, da estabilidade do modelo e da inexistência de erros de auto correlação, de normalidade e de homoscedasticidade nos resíduos do modelo.

Numa primeira fase, as variáveis utilizadas na análise foram testadas quanto à presença de *unit root(s)* com o objetivo de verificar se estas eram estacionárias.

Este é um importante pré requisito, porque as inferências estatísticas extraídas a partir de regressões com variáveis não estacionárias podem levar a conclusões erradas.

²⁴ Segundo Perotti (2005), a taxa de juro de longo prazo é preferível à taxa de juro de curto prazo devido à sua reação mais próxima com o consumo e o investimento privado do que as taxas de juro de curto prazo. Em contraste com as variáveis anteriores, a taxa de juro não é transformada em logaritmos e entra no modelo VAR em percentagens.

Para testar a presença de *unit roots* foram aplicados os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) a todas as variáveis utilizadas nesta investigação.

Ambos os testes verificam a hipótese nula, isto é, se as series temporais são não-estacionárias. No entanto, a hipótese H0 só foi rejeitada quando o *p-value* associado a ambos os testes era inferior ao limite estabelecido de 1%.

Regra geral, os resultados obtidos em ambos os testes permitem chegar às mesmas conclusões quanto à estacionaridade das variáveis.

Conforme se pode observar na tabela seguinte a variável receita de impostos é estacionária em nível, a variável despesa do governo é estacionária em 1^{as} Diferenças (1^{as} Dif.) e as variáveis PIB e taxa de juro são estacionárias em 2^{as} Diferenças (2^{as} Dif.).

Tabela 11: Testes *Unit-root* sobre as variáveis utilizadas na análise – amostra completa.

Variável	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	Nível (p-value)	1 ^{as} Dif. (p-value)	2 ^{as} Dif. (p-value)	Nível (p-value)	1 ^{as} Dif. (p-value)	2 ^{as} Dif. (p-value)
Log(g)	0.1210	0.0000	0.0000	0.0335	0.0000	0.0001
Log(y)	0.2185	0.0193	0.0000	0.3174	0.0000	0.0000
Log(t)	0.0004	0.0000	0.0000	0.0003	0.0001	0.0001
r	0.5548	0.0163	0.0001	0.5529	0.0162	0.0000

A segunda etapa na especificação do modelo consistiu em identificar o número ótimo de *lags* a aplicar no VAR.

Uma incorreta especificação do número de *lags* num modelo VAR pode resultar em respostas ao impulso inconsistentes (Braun e Mittink, 1993).

Através do critério de informação Schwarz (1978) constatou-se que o número ótimo de *lags*, aquele que minimiza o teste estatístico em todas as especificações do modelo VAR, é um (ver tabela seguinte).

Tabela 12: Número ótimo de lags.

Amostra	Variáveis	Número de lags	Schwarz	Número ótimo de lags
2001:1 a 2012:2, output gap <0	(g, y, t)	1	-12,68878	1
		2	-12,01480	
		3	-12,59154	
		4	-12,13663	
		5	-12,64818	
2001:1 a 2013:4, output gap >0	(g, y, t)	1	-13,72144	1
		2	-13,34507	
		3	-12,83208	
		4	-12,43803	
		5	-12,21570	
		6	0,000000	
2001:1 a 2008:1	(g, y, t)	1	-13,60284	1
		2	-12,67152	
		3	-12,77527	
		4	-11,95149	
		5	-11,61396	
		6	0,000000	
2008:2 a 2013:4	(g, y, t)	1	-11,86659	1
		2	-11,06900	
		3	-10,57661	
		4	-9,884481	
		5	-9,494375	
		6	-10,28634	
		7	0,000000	
2008:2 a 2013:4	(g, y, t, r)	1	-7,138308	1
		2	-5,459766	
		3	-4,721404	
		4	-3,774182	

		5	0,000000	
--	--	---	----------	--

A terceira etapa consistiu em testar a estabilidade das diferentes especificações do modelo VAR através dos gráficos *AR Roots*.

O modelo VAR estimado só é estável (estacionário) se todos os *roots* estiverem no interior do círculo unitário.

Como se pode ver nos Anexos A.2 ao A.6, em todos os testes os *roots* estão no interior do círculo unitário. Logo, as diferentes especificações do modelo VAR satisfazem a condição de estabilidade.

A última etapa consistiu em vários testes diagnósticos sobre os resíduos obtidos nas diferentes especificações do modelo VAR (ver do Anexos A.7 ao A.21).

Os testes à distribuição normal dos resíduos revelaram que a hipótese nula da distribuição normal dos resíduos não pode ser rejeitada a um nível de significância de 5%.

Quanto à autocorrelação nos resíduos, os testes *Portmanteau Autocorelation* e dos testes *Autocorrelation LM* revelaram que a um nível de significância de 5% a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos não pode ser rejeitada.

Por fim, os testes á heteroscedasticidade dos resíduos (teste *White Heteroskedasticity* com termos cruzados e sem termos cruzados²⁵) mostraram que a um nível de significância de 5% a hipótese nula de não heteroscedasticidade não pode ser rejeitada.

²⁵ O teste *White Heteroskedasticity* sem termos cruzados usa apenas níveis e quadrados dos regressores originais, enquanto a opção com termos cruzados incluiu todos os produtos cruzados não redundantes dos regressores originais na equação de teste.

4. Resultados empíricos.

Nesta seção serão apresentados e discutidos os resultados empíricos obtidos nesta investigação.

Na subseção 4.1, a análise irá incidir sobre os efeitos dos choques na despesa e na receita sobre o PIB, tanto em períodos de recessão e expansão. Na subseção 4.2, o foco do estudo será no impacto da crise sobre o valor dos multiplicadores orçamentais. Na subseção 4.3, será analisado o impacto sobre o valor dos multiplicadores orçamentais no período após crise, quando o papel da política monetária é explicitamente tido em consideração. Como a ordem das variáveis pode influenciar os resultados obtidos, na subseção 4.4 serão apresentados os testes de robustez efetuados aos multiplicadores orçamentais estimados.

4.1. Os efeitos dos choques orçamentais sobre o PIB em períodos de expansão e de recessão.

Os resultados obtidos da estimação do modelo VAR utilizando as variáveis despesa do governo, receita de impostos e PIB são apresentados nas duas tabelas seguintes em função do estado da economia.

Tabela 13: Resultado da Estimação em períodos de recessão²⁶ - amostra completa.

Vector Autoregression Estimates			
Date: 09/20/14 Time: 18:21			
Sample: 2001Q1 2012Q2 IF OUTPUT_GAP<0			
Included observations: 20			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	G	Y	T
G(-1)	-0.511971 (0.25269) [-2.02606]	0.123966 (0.08801) [1.40860]	-0.465071 (0.48829) [-0.95245]
Y(-1)	0.247401 (0.67323) [0.36749]	-0.427844 (0.23447) [-1.82476]	2.593479 (1.30091) [1.99359]
T(-1)	-0.146574 (0.10770) [-1.36089]	-0.055184 (0.03751) [-1.47115]	-0.148457 (0.20812) [-0.71332]
C	1.399661 (1.01142) [1.38386]	0.515496 (0.35225) [1.46344]	10.77781 (1.95441) [5.51461]
R-squared	0.269677	0.344776	0.263830
Adj. R-squared	0.132742	0.221922	0.125798
Sum sq. resids	0.013417	0.001627	0.050100
S.E. equation	0.028958	0.010085	0.055958
F-statistic	1.969374	2.806380	1.911371
Log likelihood	44.69055	65.78590	31.51582
Akaike AIC	-4.069055	-6.178590	-2.751582
Schwarz SC	-3.869909	-5.979444	-2.552435
Mean dependent	0.014926	-0.001020	9.380285
S.D. dependent	0.031096	0.011434	0.059849
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.00E-10	
Determinant resid covariance		1.03E-10	
Log likelihood		144.8622	
Akaike information criterion		-13.28622	
Schwarz criterion		-12.68878	

²⁶ Para o modelo VAR ser válido, a amostra relativa aos períodos em recessão teve de ser reduzida para 2001:1 a 2012:2.

Tabela 14: Resultado da Estimação em períodos de expansão - amostra completa.

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/20/14 Time: 18:53
Sample: 2001Q1 2013Q4 IF OUTPUT_GAP>0
Included observations: 24
Standard errors in () & t-statistics in []

	G	Y	T
G(-1)	-0.248818 (0.21060) [-1.18146]	-0.059443 (0.05108) [-1.16378]	-0.009959 (0.30203) [-0.03297]
Y(-1)	0.214815 (0.89210) [0.24080]	-0.351512 (0.21636) [-1.62463]	0.328012 (1.27939) [0.25638]
T(-1)	0.042088 (0.12301) [0.34214]	0.023420 (0.02983) [0.78501]	0.565094 (0.17642) [3.20319]
C	-0.388991 (1.16013) [-0.33530]	-0.221617 (0.28137) [-0.78763]	4.111559 (1.66378) [2.47122]
R-squared	0.074667	0.257705	0.340685
Adj. R-squared	-0.064133	0.146360	0.241787
Sum sq. resids	0.018547	0.001091	0.038146
S.E. equation	0.030452	0.007386	0.043673
F-statistic	0.537945	2.314484	3.444833
Log likelihood	51.93155	85.93031	43.27817
Akaike AIC	-3.994296	-6.827526	-3.273181
Schwarz SC	-3.797954	-6.631184	-3.076838
Mean dependent	0.006446	-0.000655	9.440232
S.D. dependent	0.029520	0.007994	0.050155
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.78E-11	
Determinant resid covariance		4.50E-11	
Log likelihood		183.7256	
Akaike information criterion		-14.31046	
Schwarz criterion		-13.72144	

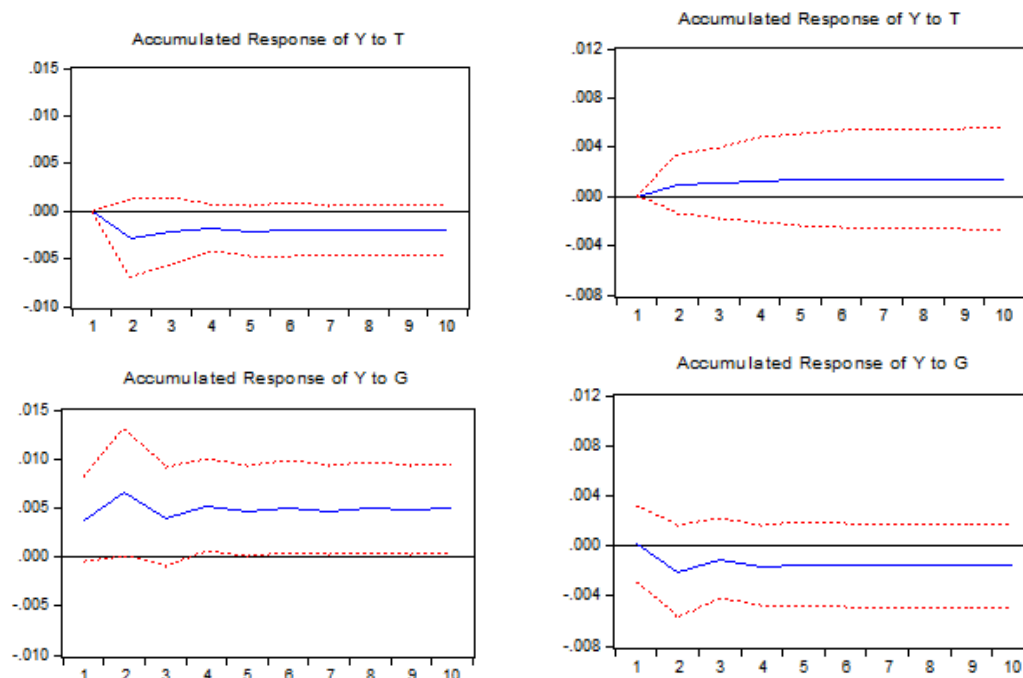
Um choque numa dada variável afeta não só diretamente essa variável, como é transmitido para as restantes variáveis endógenas através da estrutura dinâmica do VAR.

Uma forma de interpretar estes resultados é através da análise das funções de resposta ao impulso obtidas através da abordagem VAR recursiva.

As funções de resposta ao impulso captam a resposta acumulada das variáveis no sistema a um “choque orçamental estrutural”. No entanto, é importante salientar que elas trançam apenas os efeitos de um choque que teve lugar num único momento.

A figura 1 mostra as funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques em 1 desvio padrão na despesa e na receita do governo em períodos de recessão e de expansão ao longo de 10 trimestres.

Figura 1: Funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques na despesa e na receita do governo em períodos de recessão (lado esquerdo) e de expansão (lado direito).



As linhas contínuas á azul nos gráficos correspondem à resposta acumulada do PIB a um choque nas variáveis da despesa e da receita.

As linhas tracejadas a vermelho designam as margens de flutuação em mais ou menos dois desvios padrões em torno das respostas de impulso.

Os períodos de expansão e de recessão estão discriminados no Anexo A.22.

Como esperado, a resposta acumulada do PIB a um choque nas variáveis da despesa e da receita é muito maior em períodos de recessão do que em expansão.

Em períodos de recessão, a figura 1 mostra que os cortes na despesa e os aumentos nos impostos podem ser bastante contracionistas.

Em contrapartida, em períodos de expansão as funções de resposta ao impulso mostram que os aumentos nos impostos podem ser expansionistas, mesmo no impacto. Enquanto os cortes na despesa apesar de serem ligeiramente contracionistas no impacto, provocam o aumento do PIB nos trimestres sucedem o choque.

No entanto, é importante referir que os valores reportados na figura anterior não correspondem aos valores dos multiplicadores orçamentais acumulados.

Seguindo o procedimento usado em Pereira e Sagáles (2011), a resposta acumulada do PIB a um choque em um desvio padrão numa variável orçamental específica (despesa ou receita) é dividida pela resposta inicial dessa mesma variável orçamental ao seu próprio choque. Sendo o multiplicador desta variável orçamental o resultado da divisão do valor obtido na operação anterior pelo peso médio desta variável orçamental sobre o PIB.

Os multiplicadores orçamentais acumulados obtidos através do procedimento anterior medem a variação percentual acumulada do PIB face a um choque inicial em 1% na variável orçamental em análise.

A tabela seguinte apresenta os valores dos multiplicadores acumulados da receita e da despesa em períodos de recessão e de expansão.

Tabela 15: Multiplicadores orçamentais acumulados em períodos de recessão (hiato do produto <0) e de expansão (hiato do produto > 0).

Período	Hiato do produto <0		Hiato do produto > 0	
	g	t	g	t
1	0,609 ²⁷	0,000	0,014	0,000
2	1,045	-0,176	-0,315	0,074
3	0,637	-0,132	-0,159	0,082
4	0,836	-0,109	-0,245	0,100
5	0,734	-0,132	-0,222	0,105
6	0,811	-0,121	-0,235	0,110
7	0,746	-0,126	-0,234	0,112
8	0,797	-0,122	-0,236	0,114
9	0,879	-0,126	-0,237	0,114
10	0,862	-0,123	-0,237	0,115

Fonte: Cálculos próprios.

²⁷ Por exemplo, $\frac{\left(\frac{0,003806}{0,028958}\right)}{0,215746} = 0,609$.

Os valores obtidos para os multiplicadores da receita e da despesa são consistentes com os valores estimados em Auerbach e Gorodnichenko (2012), em Batini *et al.* (2012) e em Baum *et al.* (2012).

Como se pode ver tabela anterior, tanto os multiplicadores da despesa como da receita são significativamente maiores em períodos de recessão.

Este resultado é consistente com o argumento de que os efeitos de crowding out são menos aplicáveis em períodos de recessão devido ao excesso de capacidade disponível na economia.

Em períodos de recessão, tanto os cortes na despesa como os aumentos nos impostos são contracionistas.

No entanto, os valores estimados para o multiplicador da despesa são bastante maiores do que aqueles que foram obtidos para o multiplicador da receita. Isto significa que os cortes na despesa provocam uma maior contração do PIB e uma menor redução do rácio da dívida pública do que os aumentos nos impostos.

Na verdade, os valores relativamente elevados que foram estimados para o multiplicador da despesa (por exemplo, o multiplicador da despesa acumulado no 2º trimestre é 1,045) indicam que os cortes na despesa podem levar ao aumento do rácio da dívida pública, porque os ganhos orçamentais serão parcialmente eliminados pela contração do PIB.

Estes resultados sugerem que as consolidações orçamentais que ocorrem em períodos de recessão devem ser implementadas de forma gradual e sobretudo através do aumento de impostos de modo a minimizar a contração do PIB e a proporcionar uma maior redução do rácio da dívida pública.

Em períodos de expansão, os resultados obtidos apontam para um multiplicador da despesa ligeiramente positivo no impacto (0,014), mas negativo nos trimestres que sucedem à resposta inicial ao choque. Do lado da receita, os valores estimados sugerem um multiplicador da receita neutro no impacto, mas positivo nos trimestres que sucedem à resposta inicial ao choque.

Além disso, os resultados obtidos indicam que o multiplicador da despesa, regra geral, tende a ser maior do que o multiplicador da receita.

De acordo com estes resultados, os efeitos de *crowding out* sobre os gastos privados podem ser significativos quando a economia está em expansão.

Ao mesmo tempo, estes sugerem que as consolidações orçamentais implementadas em períodos de expansão devem ser baseadas em cortes na despesa, porque proporcionam uma maior redução do rácio da dívida pública sem prejudicar o crescimento económico. Logo, este resultado é consistente, em parte, com os artigos que “defendem as consolidações orçamentais expansionistas”.

Na verdade, os efeitos não-keynesianos da política orçamental revelados nos multiplicadores orçamentais em período de expansão podem ser explicados, em parte, pelo facto de 19 das 24 observações incluídas na amostra corresponderem a trimestres em que o rácio da dívida pública foi superior a 60% do PIB e 8 das 24 observações corresponderem a trimestre em que o rácio da dívida pública foi superior a 90% do PIB (ver Anexo A.22. e A.23.).

4.2.Os efeitos dos choques orçamentais sobre o PIB - antes e depois da crise financeira.

Os resultados obtidos da estimação do modelo VAR utilizando as variáveis despesa do governo, receita de impostos e PIB são apresentados nas duas tabelas seguintes em função do período da amostra.

Tabela 16: Resultado da Estimação para o período que antecede a crise financeira.

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/21/14 Time: 15:42
Sample (adjusted): 2001Q4 2008Q1
Included observations: 26 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	G	Y	T
G(-1)	-0.214827 (0.23383) [-0.91873]	-0.013952 (0.06505) [-0.21449]	-0.358781 (0.59631) [-0.60167]
Y(-1)	0.036859 (0.71248) [0.05173]	-0.496564 (0.19820) [-2.50539]	1.913688 (1.81694) [1.05325]
T(-1)	-0.078966 (0.08590) [-0.91932]	-0.002860 (0.02389) [-0.11967]	0.255482 (0.21905) [1.16632]
C	0.756813 (0.80801) [0.93664]	0.026613 (0.22477) [0.11840]	7.001007 (2.06056) [3.39762]
R-squared	0.054852	0.248388	0.130855
Adj. R-squared	-0.074032	0.145895	0.012335
Sum sq. resids	0.013776	0.001066	0.089591
S.E. equation	0.025024	0.006961	0.063815
F-statistic	0.425592	2.423468	1.104079
Log likelihood	61.16560	94.43209	36.82543
Akaike AIC	-4.397354	-6.956314	-2.525033
Schwarz SC	-4.203801	-6.762761	-2.331479
Mean dependent	0.012160	-0.000506	9.396159
S.D. dependent	0.024146	0.007532	0.064212
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.11E-11	
Determinant resid covariance		5.52E-11	
Log likelihood		196.3855	
Akaike information criterion		-14.18350	
Schwarz criterion		-13.60284	

Tabela 17: Resultado da Estimação para o período que sucede a crise financeira.

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/21/14 Time: 16:06
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23
Standard errors in () & t-statistics in []

	G	Y	T
G(-1)	-0.337989 (0.22068) [-1.53160]	0.127218 (0.07350) [1.73081]	-0.237194 (0.28260) [-0.83933]
Y(-1)	-0.198704 (0.43553) [-0.45623]	-0.765435 (0.14507) [-5.27647]	0.282219 (0.55775) [0.50600]
T(-1)	-0.080039 (0.18928) [-0.42286]	-0.108108 (0.06305) [-1.71477]	0.249988 (0.24239) [1.03133]
C	0.762900 (1.78492) [0.42741]	1.019309 (0.59451) [1.71453]	7.077525 (2.28577) [3.09634]
R-squared	0.157717	0.615705	0.078587
Adj. R-squared	0.024725	0.555027	-0.066899
Sum sq. resids	0.027819	0.003086	0.045622
S.E. equation	0.038264	0.012745	0.049002
F-statistic	1.185911	10.14708	0.540171
Log likelihood	44.61593	69.90180	38.92730
Akaike AIC	-3.531820	-5.730591	-3.037156
Schwarz SC	-3.334342	-5.533114	-2.839679
Mean dependent	0.005924	0.000513	9.433729
S.D. dependent	0.038746	0.019106	0.047440
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.87E-10	
Determinant resid covariance		2.74E-10	
Log likelihood		155.2787	
Akaike information criterion		-12.45902	
Schwarz criterion		-11.86659	

Figura 2: Funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques na despesa e na receita do governo para o período que antecede (lado esquerdo) e sucede (lado direito) a crise financeira.

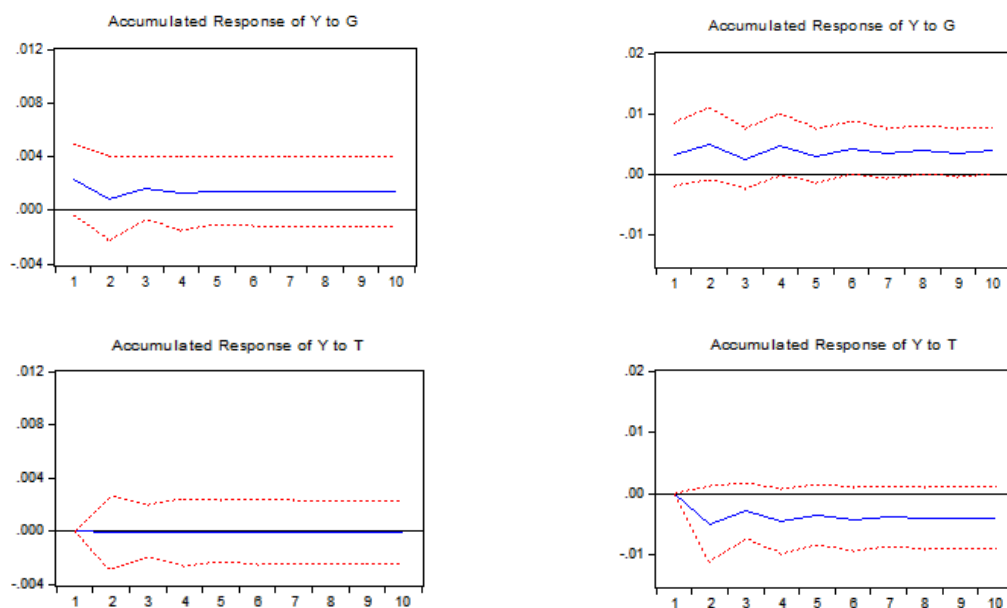


Tabela 18: Multiplicadores orçamentais acumulados antes (2001:1 a 2008:1) e após (2008:2 a 2013:4) a crise financeira.

Período	2001:1 - 2008:1 (1)		2008:2 - 2013:4 (2)		(1)-(2)=(3)	
	g	t	g	t	g	t
1	0,461	0,000	0,326	0,000	0,135	0,000
2	0,176	-0,009	0,511	-0,335	-0,335	0,326
3	0,334	-0,003	0,258	-0,194	0,076	0,191
4	0,254	-0,007	0,492	-0,307	-0,238	0,300
5	0,293	-0,005	0,310	-0,236	-0,017	0,231
6	0,274	-0,006	0,444	-0,285	-0,170	0,279
7	0,283	-0,006	0,349	-0,252	-0,066	0,246
8	0,279	-0,006	0,415	-0,275	-0,136	0,269
9	0,281	-0,006	0,369	-0,259	-0,088	0,253
10	0,280	-0,006	0,401	-0,270	-0,121	0,264

Fonte: Cálculos próprios.

Como se pode ver na tabela anterior, os cortes na despesa e os aumentos nos impostos são sempre contracionistas, independentemente de a amostra estar limitada ao período que antecede ou sucede a crise financeira.

Além disso, os valores obtidos para os multiplicadores da despesa são sempre maiores do que aqueles que foram estimados para o multiplicador da receita. Isto significa que os cortes na despesa provocam uma contração maior do PIB do que os aumentos nos impostos.

No entanto, a crise provocou uma alteração nos valores assumidos pelos multiplicadores da despesa e da receita.

Antes da crise, o multiplicador da despesa era 0,461 no impacto e 0,280 acumulado ao fim de 10 trimestres, enquanto o multiplicador da receita era neutro no impacto e -0,006 acumulado ao fim de 10 trimestres.

Após a crise financeira, o multiplicador da despesa diminuiu para 0,326 no impacto, mas o multiplicador acumulado ao fim de 10 trimestres aumentou para 0,401. Em

contrapartida, o multiplicador da receita continuou a ser neutro no impacto, porém o multiplicado acumulado ao fim de 10 trimestres aumentou para -0,270.

Em termos gerais, ambos os multiplicadores orçamentais aumentaram com a crise, porém, em termos relativos, o aumento foi mais acentuado nos multiplicadores da receita.

Estes resultados confirmam o argumento de que os multiplicadores orçamentais tendem a aumentar quando se verificam as seguintes condições: em períodos de crescimento económico moderado ou negativo, quando a economia está sob uma armadilha de liquidez, confrontada com um excesso de capacidade disponível e existe um elevado número de agentes com restrições ao crédito.

4.3.Os efeitos dos choques orçamentais sobre o PIB quando a variável taxa de juro é incluída no modelo VAR.

O resultado obtido da estimação do modelo VAR utilizando as variáveis despesa do governo, receita de impostos, PIB e taxa de juro são apresentados na tabela seguinte.

Tabela 19: Resultado da Estimação para o período que sucede a crise financeira (inclui a taxa de juro).

Vector Autoregression Estimates				
Date: 09/22/14 Time: 15:49				
Sample: 2008Q2 2013Q4				
Included observations: 23				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	G	Y	T	R
G(-1)	-0.341653 (0.23044) [-1.48262]	0.133023 (0.07639) [1.74130]	-0.304656 (0.28163) [-1.08176]	-11.86263 (10.9046) [-1.08785]
Y(-1)	-0.197662 (0.44753) [-0.44168]	-0.767086 (0.14836) [-5.17044]	0.301414 (0.54695) [0.55108]	-4.448087 (21.1775) [-0.21004]
T(-1)	-0.082567 (0.19652) [-0.42015]	-0.104104 (0.06515) [-1.59795]	0.203453 (0.24018) [0.84710]	7.047247 (9.29953) [0.75781]
R(-1)	0.000439 (0.00497) [0.08836]	-0.000696 (0.00165) [-0.42216]	0.008084 (0.00607) [1.33095]	0.074990 (0.23518) [0.31886]
C	0.786768 (1.85322) [0.42454]	0.981503 (0.61436) [1.59759]	7.516931 (2.26493) [3.31884]	-66.27059 (87.6968) [-0.75568]
R-squared	0.158082	0.619473	0.161142	0.091476
Adj. R-squared	-0.029011	0.534911	-0.025271	-0.110418
Sum sq. resids	0.027807	0.003056	0.041534	62.26841
S.E. equation	0.039304	0.013030	0.048036	1.859934
F-statistic	0.844938	7.325706	0.864435	0.453089
Log likelihood	44.62091	70.01510	40.00676	-44.08913
Akaike AIC	-3.445297	-5.653487	-3.044066	4.268620
Schwarz SC	-3.198450	-5.406641	-2.797220	4.515466
Mean dependent	0.005924	0.000513	9.433729	0.118236
S.D. dependent	0.038746	0.019106	0.047440	1.765039
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.63E-09			
Determinant resid covariance	6.11E-10			
Log likelihood	113.4455			
Akaike information criterion	-8.125694			
Schwarz criterion	-7.138308			

Figura 3: Funções de resposta ao impulso acumuladas do PIB a choques na despesa e na receita do governo após a crise financeira (inclui taxa de juro).

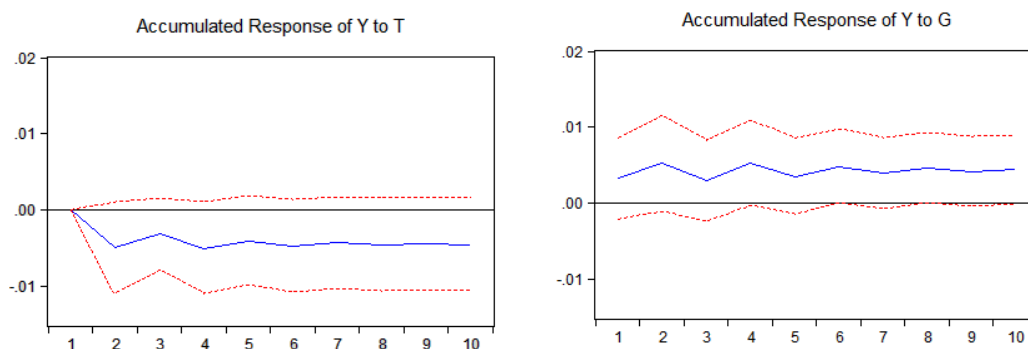


Tabela 20: Multiplicadores orçamentais acumulados após a crise financeira – com a inclusão da taxa de juro e sem a inclusão da taxa de juro.

Período	Não inclui a taxa de juro (4)		Inclui a taxa de juro (5)		(4)– (5)=(6)	
	g	t	g	t	g	t
1	0,326	0,000	0,329	0,000	-0,003	0,000
2	0,511	-0,335	0,526	-0,341	-0,015	0,006
3	0,258	-0,194	0,296	-0,217	-0,038	0,023
4	0,492	-0,307	0,536	-0,344	-0,044	0,037
5	0,310	-0,236	0,356	-0,276	-0,046	0,040
6	0,444	-0,285	0,492	-0,329	-0,048	0,044
7	0,349	-0,252	0,397	-0,296	-0,048	0,044
8	0,415	-0,275	0,463	-0,319	-0,048	0,044
9	0,369	-0,259	0,418	-0,304	-0,049	0,045
10	0,401	-0,270	0,449	-0,315	-0,048	0,045

Fonte: Cálculos próprios.

Sem a inclusão da taxa de juro no modelo, o multiplicador da despesa é 0,326 no impacto e 0,401 acumulado ao fim de 10 trimestres, enquanto o multiplicador da receita é neutro no impacto e -0,270 acumulado ao fim de 10 trimestres.

Quando a taxa de juro é incluída no modelo, o multiplicador da despesa é 0,329 no impacto e 0,449 acumulado ao fim de 10 trimestres, enquanto o multiplicador da receita continua a ser neutro no impacto e -0,315 ao fim de 10 trimestres.

De acordo com este resultado, os multiplicadores da despesa e da receita são maiores quando a atuação da política monetária é tida explicitamente em consideração.

Este resultado é consistente quer com a literatura teórica quer com evidência empírica de que os multiplicadores orçamentais são mais elevados quando existe um elevado número de agentes económicos com restrições ao crédito e a economia está sob uma armadilha de liquidez.

4.4. Testes à robustez dos resultados.

Como referido na Seção 3, os multiplicadores orçamentais estimados podem ser sensíveis à ordenação das variáveis na abordagem VAR recursiva. Uma vez que, existem 6 possibilidades de ordenação das variáveis no modelo VAR inicial e 24 possibilidades quando a taxa de juro é incluída no modelo.

Além disso, os pressupostos por detrás de qualquer ordenação das variáveis não são triviais. Por exemplo, ordenar a variável receita de impostos depois do PIB exclui os efeitos imediatos e potencialmente importantes das alterações discricionárias nos impostos sobre qualquer componente do PIB, incluindo o consumo privado, o que é um pressuposto muito forte.

Por este motivo, a robustez dos valores estimados para os multiplicadores orçamentais será testada ordenando a despesa do governo e a receita de impostos antes do PIB.

Isto significa que a despesa pública afeta, no impacto, todas as outras variáveis no sistema e responde apenas ao seu próprio choque exógeno. Por sua vez, a receita de impostos afeta, no impacto, o PIB, mas responde, no impacto, a choques na despesa do governo. Por fim, o PIB responde, no impacto, às outras variáveis no sistema, mas o contrário já não é verdade.

As tabelas seguintes mostram os valores estimados para os multiplicadores orçamentais acumulados perante duas formas alternativas de ordenar as variáveis.

Tabela 21: Multiplicadores orçamentais acumulados em períodos de recessão e de expansão para as duas ordenações alternativas das variáveis.

Período	Hiato do produto <0				Hiato do produto > 0			
	Ordem das variáveis				Ordem das variáveis			
	g, y, t		g, t, y		g, y, t		g, t, y	
	g	t	g	t	g	t	g	t
1	0,609	0,000	0,594	0,142	0,014	0,000	0,014	-0,153
2	1,045	-0,176	1,019	-0,093	-0,315	0,074	-0,323	-0,024
3	0,637	-0,132	0,621	-0,040	-0,159	0,082	-0,163	-0,034
4	0,836	-0,109	0,816	-0,019	-0,245	0,100	-0,251	-0,011
5	0,734	-0,132	0,716	-0,036	-0,222	0,105	-0,228	-0,007
6	0,811	-0,121	0,791	-0,032	-0,235	0,110	-0,241	-0,002
7	0,746	-0,126	0,727	-0,032	-0,234	0,112	-0,240	0,000
8	0,797	-0,122	0,777	-0,032	-0,236	0,114	-0,242	0,001
9	0,879	-0,126	0,740	-0,032	-0,237	0,114	-0,243	0,002
10	0,862	-0,123	0,768	-0,032	-0,237	0,115	-0,243	0,003

Fonte: Cálculos próprios.

Tabela 22: Multiplicadores orçamentais acumulados antes (2001:1 a 2008:1) e após (2008:2 a 2013:4) a crise financeira para as duas ordenações alternativas das variáveis.

Período	2001:1 - 2008:1				2008:2 - 2013:4			
	Ordem das variáveis				Ordem das variáveis			
	g, y, t		g, t, y		g, y, t		g, t, y	
	g	t	g	t	g	t	g	t
1	0,461	0,000	0,461	0,047	0,326	0,000	0,326	0,218
2	0,176	-0,009	0,176	0,014	0,511	-0,335	0,511	-0,283
3	0,334	-0,003	0,334	0,032	0,258	-0,194	0,258	-0,027
4	0,254	-0,007	0,254	0,023	0,492	-0,307	0,492	-0,221
5	0,293	-0,005	0,293	0,027	0,310	-0,236	0,310	-0,094
6	0,274	-0,006	0,274	0,025	0,444	-0,285	0,444	-0,182

7	0,283	-0,006	0,283	0,026	0,349	-0,252	0,349	-0,122
8	0,279	-0,006	0,279	0,025	0,415	-0,275	0,415	-0,163
9	0,281	-0,006	0,281	0,026	0,369	-0,259	0,369	-0,135
10	0,280	-0,006	0,280	0,026	0,401	-0,270	0,401	-0,154

Fonte: Cálculos próprios.

Tabela 23: Multiplicadores orçamentais quando a taxa de juro é incluída no modelo VAR para as duas ordenações alternativas das variáveis.²⁸

Período	Inclui a taxa de juro			
	Ordem das variáveis			
	g, y, t		g, t, y	
	g	t	g	t
1	0,329	0,000	0,329	0,268
2	0,526	-0,341	0,526	-0,277
3	0,296	-0,217	0,296	-0,009
4	0,536	-0,344	0,536	-0,236
5	0,356	-0,276	0,356	-0,100
6	0,492	-0,329	0,492	-0,199
7	0,397	-0,296	0,397	-0,135
8	0,463	-0,319	0,463	-0,180
9	0,418	-0,304	0,418	-0,149
10	0,449	-0,315	0,449	-0,170

Fonte: Cálculos próprios.

Como se pode observar nas tabelas anteriores, os multiplicadores da despesa obtidos através das duas formas de ordenar as variáveis na decomposição de *Cholesky*, regra geral, são exatamente iguais.

²⁸ Neste caso específico, a robustez dos valores estimados para os multiplicadores orçamentais será testada com a seguinte ordenação da decomposição de *Cholesky*: gastos do governo, receita de impostos, PIB e taxa de juro.

A única exceção são os multiplicadores da despesa estimados para os períodos de recessão e de expansão, em que a ordem as variáveis gastos do governo, receita de impostos e PIB tende a produzir multiplicadores da despesa ligeiramente menores do que a ordem gastos do governo, PIB e receita de impostos.

Em contrapartida, os multiplicadores da receita parecem ser bastante sensíveis à ordem das variáveis na decomposição de *Cholesky*.

Concretamente, os multiplicadores da receita estimados tanto em períodos de expansão como nos períodos que antecedem e sucedem a crise financeira são menores quando a ordem das variáveis é gastos do governo, receita de impostos e PIB. No entanto, em períodos de expansão esta ordem das variáveis resulta em multiplicadores da receita maiores.

5. Conclusões

Atualmente, a principal prioridade do governo português é a consolidação orçamental. Esta consiste em cortar na despesa e/ou em aumentar os impostos com o objetivo de reduzir o défice e a dívida.

O objetivo desta dissertação é analisar os efeitos dos cortes na despesa e dos aumentos nos impostos sobre a atividade económica. Para o efeito estimou-se o valor dos multiplicadores da receita e da despesa em Portugal através de um modelo VAR.

Em termos gerais, os resultados empíricos revelaram que tanto os multiplicadores da despesa como da receita aumentaram com a crise.

Estes resultados confirmam o argumento de que os multiplicadores orçamentais tendem a aumentar quando se verificam as seguintes condições: em períodos de crescimento económico moderado ou negativo, quando a economia está sob uma armadilha de liquidez, confrontada com um excesso de capacidade disponível e existe um elevado número de agentes com restrições ao crédito.

Outro resultado importante está relacionado com o facto dos multiplicadores da despesa serem consideravelmente maiores do que os multiplicadores da receita. Isto significa que os ajustamentos baseados em cortes na despesa podem resultar numa contração maior do PIB do que as consolidações baseadas no aumento de impostos.

Esta evidência contraria a hipótese das “consolidações orçamentais expansionistas” segundo a qual os cortes na despesa são mais eficazes na estabilização da dívida, assim como a evitar recessões económicas.

Por fim, os resultados obtidos revelaram que os multiplicadores orçamentais são muito maiores quando a economia está em recessão.

Com efeito, o elevado valor dos multiplicadores da despesa em períodos de recessão sugere que os cortes na despesa são bastante contracionistas podendo em alguns casos resultar no aumento do rácio da dívida pública devido ao facto dos ganhos orçamentais poderem ser parcialmente eliminados pela contração do PIB.

De acordo com estes resultados, a melhor forma de minimizar os custos da consolidação orçamental sobre a atividade económica e de maximizar a redução do rácio da dívida pública é implementar um ajustamento orçamental baseado sobretudo no aumento de impostos.

No entanto, os resultados obtidos nesta dissertação devem ser interpretados com cautela.

Segundo a literatura, as diferentes componentes da despesa e da receita podem ter efeitos diferentes sobre a atividade económica. Por exemplo, Alesina e Perotti (1995) reconhecem que os cortes no investimento público podem ser contracionistas defendendo, no entanto, que os cortes nos programas de transferências, nos salários e no número de funcionários públicos podem ser expansionistas.

Além disso, Favero e Giavazzi (2007) mostram que a omissão do feedback da dívida pode resultar em estimativas incorretas sobre os efeitos dinâmicos dos choques orçamentais. Pelo facto dos modelos VAR que omitem o feedback da dívida não conseguirem acompanhar a dinâmica da dívida que surge na sequência do choque orçamental e ignoram a possibilidade dos impostos, dos gastos do governo e das taxas de juro (custo médio do serviço da dívida) poderem responder ao nível da dívida pública.

Uma consequência de tal enviesamento nas estimativas é que as respostas ao impulso são por vezes calculadas ao longo de caminhos de dívida insustentáveis.

Por fim, o método com que os multiplicadores orçamentais foram estimados para os períodos de recessão e de expansão não é o mais adequado, porque não tem em consideração o facto de um choque orçamental poder fazer com que a economia mude de um estado de expansão para um de recessão (e vice versa).

6. Bibliografia

Alesina, A., C. Favero e F. Giavazzi (2012), “The Output Effect of Fiscal Consolidations”, National Bureau of Economic Research, *NBER Working Papers*, N° 18336, Agosto.

Alesina, A. e S. Ardagna (2012), “Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending”, National Bureau of Economic Research, *NBER Working Paper*, N° 18423, Settembre.

Alesina, A. e S. Ardagna (2010), “Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending”, National Bureau of Economic Research, NBER Chapters, in: *Tax Policy and the Economy*, Vol. 24, pp. 35-68.

Alesina, A. e S. Ardagna (2009), “Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending”, National Bureau of Economic Research, *NBER Working Paper*, N° 15438, Outubro.

Alesina, A., S. Ardagna, R. Perotti e F. Schiantarelli (2002), “Fiscal Policy, Profits and Investment”, *American Economic Review*, Vol. 92, N° 3, pp. 571-589.

Auerbach, A. J. e Y. Gorodnichenko (2013), “Output spillovers from fiscal policy”, *American Economic Review*, Vol. 103, N° 3, pp. 141-146.

Auerbach, A. J. e Y. Gorodnichenko (2012), “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion”, National Bureau of Economic Research, *NBER Chapters*, in: *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, pp. 63-98.

Baker, D. (2010), “The Myth of Expansionary Fiscal Austerity”, *Centre for Economic Policy Research*, Outubro.

Barro, R. J. e C. J. Redlick. (2011), “Macroeconomic effects from government purchases and taxes”. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, Nº 4, pp. 51–102.

Batini, N., Callegari, G., Melina, G. (2012), “Successful Austerity in the United States, Europe and Japan”, International Monetary Fund, *IMF Working Paper*, Nº 190, Julho.

Baum, A., M. Poplawski-Ribeiro e A. Weber (2012), “Fiscal Multipliers and the State of the Economy”, International Monetary Fund, *FMI Working Paper*, Nº 286, Dezembro.

Beetsma, R. e M. Giuliodori (2011), “The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU”, *The Economic Journal*, Vol. 121, Nº 550, pp. F4-F32.

Blanchard, O. e D. Leigh (2013), “The Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers”, International Monetary Fund, *FMI Working Paper*, Nº 1, Janeiro.

Blanchard, O. e R. Perotti (2002), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, MIT Press, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, Nº 4, pp. 1329-1368.

Blanchard, O. (2010), “Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of two Small European Countries”, National Bureau of Economic Research, *NBER Chapters, in NBER Macroeconomics Annual 1990*, Vol. 5, pp. 111-116.

Burriel, P., F. de Castro, D. Garrote, E. Gordo, J. Paredes e J. J. Pérez (2010), “Fiscal Policy Shocks in the Euro Area and the US – An Empirical Assessment”, Institute for Fiscal Studies, *Fiscal Studies*, Vol. 31, Nº 2, pp. 251-285.

Braun, P. A. e S. Mittnik (1993), “Misspecifications in vector autoregressions and their effects on impulse responses and variance decompositions”, *Journal of Econometrics*, Vol. 59, pp. 319-341.

Broadbent, B. e K. Daly (2010), “Limiting the Fall-Out from Fiscal Adjustment”, Goldman Sachs Global Economics, Commodities and Strategy Research, *Global Economics Paper*, Nº 195.

Caldara, D. e C. Kamps (2008), “What are the effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-based comparative Analysis,” Banco Central Europeu, *ECB Working Paper Series*, No. 877, Março.

Cogley, T. F. e S. F. Leroy (1985), “Atheoretical macroeconomics: a critique”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, Nº 3, pp. 283-308.

Comissão Europeia (2012), “Report on Public finances in EMU”, *European Economic Series*, Abril.

Christiano, L., M. Eichenbaum e S. Rebelo (2011), “When is the Government Spending Multiplier Large?”, University of Chicago Press, *Journal of Political Economy*, Vol. 119, No. 1, pp. 78-121.

Corsetti, G., K. Kuester, A. Meier e G. J. Muller (2012a), “Sovereign Risk, Fiscal Policy, and Macroeconomic Stability”, International Monetary Fund, *FMI Working Papers*, Nº 33, Janeiro.

Corsetti, G., A. Meier e G. J. Muller (2012b), “What Determines Government Spending Multipliers?”, Centre for Economic Policy Research, *CEPR Discussion Papers*, Nº 9010, Março.

De Castro, F. e L. Fernández (2013), “The Effects of Fiscal Shocks on the Exchange Rate in Spain,” *The Economic and Social Review*, Vol. 44, Nº 2, pp. 151-180.

De Castro, F. e P. H. De Cos (2008), “The economic effects of fiscal policy: the case of Spain”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, pp. 1005-1028.

DeLong, J. B. e L. H. Summers (2012), “Fiscal Policy in a Depressed Economy”, The Brookings Institution, *Brookings Papers on Economic activity*, Spring 2012, pp. 233-297.

Eggertsson, G. B. e P. Krugman (2012), “Debt, Deleveraging and the Liquidity Trap”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, Nº 3, pp. 1469-1513.

Eggertsson, G. B. (2011), “What Fiscal Policy is Effective at Zero Interest Rates?”, National Bureau of Economic Research, *NBER Chapters*, in: *NBER Macroeconomics Annual 2010*, Vol. 25, pp. 59-112.

Erceg, J. C. , J Linde (2014), “Is there a fiscal free lunch in a liquidity trap?”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 12, Nº 1, pp. 73–107.

Erceg, J. C. e J. Linde (2013), “Fiscal consolidation in a currency union: Spending cuts vs. tax hikes”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 37, pp. 422–445.

Farhi, E. e I. Werning (2012), “Fiscal Multipliers: Liquidity Traps and Currency Unions”, National Bureau of Economic Research, *NBER Working Paper*, Nº 18381, Setembro.

Fatás, A. e I. Mihov (2001), “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence”, Centre for Economic Policy Research, *CEPR Discussion Papers*, Nº. 2760, Abril.

Favero, C. e F. Giavazzi (2012), “Measuring Tax Multipliers: the Narrative Method in Fiscal VARs”, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, Nº. 2, pp. 69-94.

Favero, C. e F. Giavazzi (2007), “Debt and the Effects of Fiscal Policy”, Centre for Economic Policy Research, *CEPR Discussion Papers*, No. 6092, Fevereiro.

FMI (2012a), “World Economic Outlook, October 2012: Coping with High Debt and Sluggish Growth”, *World Economic and Financial Survey*, Outubro.

FMI (2012b), “Fiscal Monitor - Balancing Fiscal Policy risks”, *World Economic and Financial Surveys*, Abril.

FMI (2010), “Will it Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation”, *World Economic Outlook*, Capítulo 3.

Galí, J., J. D. L. Salido e J. Vallés (2007), “ Understanding the effects of government spending on consumption”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5, Nº 1, pp. 227-270.

Giavazzi, F. e M. Pagano (1990), “Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries”, National Bureau of Economic Research, *NBER Chapters*, in: *NBER Macroeconomics Annual 1990*, Vol. 5, pp. 75-122.

Giordano, R., S. Momigliano, S. Neri e R. Perotti (2007), “The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 23, pp. 707-733.

Guajardo, J., D. Leigh e A. Pescatori (2011), “Expansionary Austerity: New International Evidence”, International Monetary Fund, *FMI Working Paper*, Nº 158, Julho.

Hagen, J. V. e R. R. Strauch (2001), “Fiscal Consolidations: Quality, Economic Conditions, and Success”, *Public Choice*, Vol. 109, Nº 3-4, pp. 327-346.

Ilzetzki, E., E. G. Mendoza, C. A. Végh (2013), “How big (small?) are fiscal multipliers?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, pp. 239-254.

Jayadev, A. e M. Konczal (2010), “When is Austerity Right?: In Boom, Not Bust,” *Challenge*, M.E. Sharpe, Inc., Vol. 53, Nº 6, pp. 37-53, Novembro.

Kumar, M. S. e J. Woo (2010), “Public Debt and Growth”, *Fundo Monetário Internacional*, *IMF Working Paper*, Nº 174, Julho.

Mountford, A. e H. Ughlig (2009), “What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, N° 6, pp. 960-992.

Pereira, A. M. e O. R. Sagalés (2011), “Long-Term Effects of Fiscal Policies in Portugal”, *Journal of Economic Studies*, Vol. 38, N° 1, pp.114-127.

Perotti, R. (2005), “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries”, Centre for Economic Policy Research, *CEPR Discussion Papers*, N° 4842, Janeiro.

Perotti, R. (2012), “The effects of Tax Shocks on Output: Not So Large, But Not Small Either”, *American Economic Journal: Economic Policy* 2012, Vol. 4, N° 2, pp. 214-237.

Perotti, R. (2011), “The “Austerity Myth”: Gain Without Pain”, National Bureau of Economic Research, *NBER Working Papers*, N° 17571, Novembro.

Perotti, R. (1999), “Fiscal policy in good times and bad”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, N° 4, pp. 1399-1436.

Vranceanu, R. e D. Besancenot (2012), “The spending multiplier in a time of massive public debt: the euro area case”, *Applied Economics Letters*, Vol. 20, N° 8, pp. 758-762.

Ramey, V. A. (2011a), “Can Government Purchases Stimulate the Economy?”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, N° 3, pp. 673-685.

Ramey, V. A. (2011b), “Identifying Government Spending Shocks: It’s All in the Timing”. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, N° 1, pp. 1-50.

Ramey, V. A. e M. D. Shapiro (1998), “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 48, pp. 15-194.

Romer, C. D. e D. H. Romer (2010), “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks”, *American Economic Review*, Vol.100, Nº 3, pp. 763-801.

Schwarz, G. (1978), “Estimating the Dimension of a Model”, *The Annual of Statistic*, Vol. 6, Nº 2, pp. 461-464.

Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48, Nº 1, pp. 1-48.

Sutherland, A. (1997), “Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy?”, *Journal of Public economics*, Vol. 65, pp.147-162.

Westphal, C. C. e P. Rother (2012), “The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area”, *European Economic Review*, Vol. 56, Nº 7, pp. 1392–1405.

7. Fontes dos dados

Estatísticas do Eurostat em,

http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=gov_q_ggnfa&lang=en,

acedido em 1 de Setembro de 2014.

Estatísticas do Banco de Portugal em,

[http://www.bportugal.pt/EstatisticasWeb/\(S\(fklx4k45tkjhhf55ebdmiyeb\)\)/FiltroSeries.aspx?DescSerie=interest%20rate%20government&Periodicidade=&Fonte=&Unidade=](http://www.bportugal.pt/EstatisticasWeb/(S(fklx4k45tkjhhf55ebdmiyeb))/FiltroSeries.aspx?DescSerie=interest%20rate%20government&Periodicidade=&Fonte=&Unidade=),

acedido em 1 de Setembro de 2014.

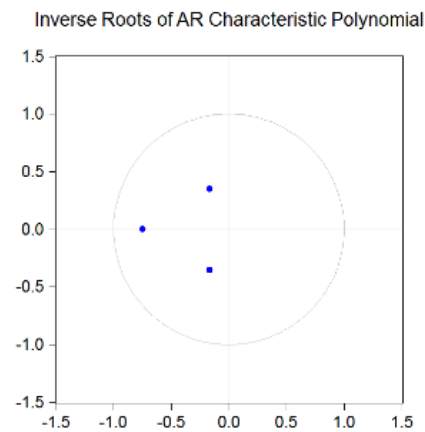
8. Anexos

A.1. Lista das variáveis usadas na análise.

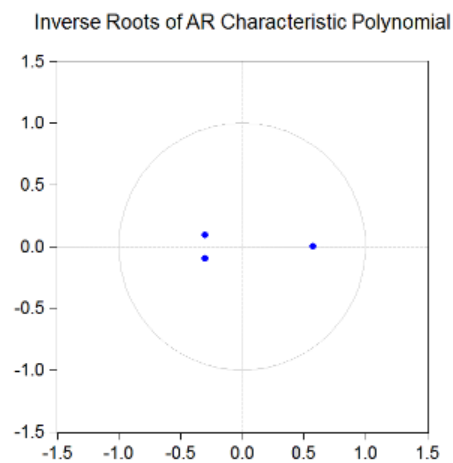
Variável	Periodicidade	Descrição
Deflator do PIB (DEFPIB)	Trimestral	O deflator do PIB é obtido dividindo o PIB a preços correntes pelo PIB a preços constantes. O deflator do PIB usado nesta dissertação é calculado a partir dos valores do PIB em 2005 (euro).
Taxa de juro nominal (yield)	Trimestral	Yield sobre os títulos do tesouro, com prazo de vencimento residual a 10 anos (percentagem).
Taxa de juro real (r)	Trimestral	$= \text{yield} - \left[\left(\frac{\text{DEFPIB}_t}{\text{DEFPIB}_{t-1}} - 1 \right) * 100 \right]$
PIB nominal	Trimestral	Produto interno bruto, a preços do mercado (milhões de euros)
PIB real (y)	Trimestral	$= \frac{\text{PIB nominal}_t}{\text{DEFPIB}_t}$
Receitas de impostos, a preços do mercado	Trimestral	Contribuições para a segurança social efetivas, a receber (milhões de euros) + Impostos correntes sobre o rendimento, património, etc, a receber (milhões de euros) + Impostos sobre a produção e a importação, a receber (milhões de euros).
Receitas de impostos, em termos reais (t)	Trimestral	$= \frac{\text{Impostos, a preços do mercado}_t}{\text{DEFPIB}_t}$

Despesa do governo, a preços do mercado	Trimestral	<p>Consumo intermédio (milhões de euros)</p> <p>+</p> <p>Formação bruta de capital fixo (milhões de euros)</p> <p>+</p> <p>Remunerações dos trabalhadores, a pagar (milhões de euros)</p> <p>+</p> <p>Transferências do governo (Despesas com produtos fornecidos às famílias através dos produtores do mercado (milhões de euros) + Subsídios, a pagar (milhões de euros) + Outros impostos sobre a produção, a pagar (milhões de euros) + Rendimentos de propriedade, a pagar + Impostos correntes sobre o rendimento e o património, a pagar (milhões de euros) + Outras transferências correntes, a pagar (milhões de euros) – Juros, a pagar (milhões de euros).</p>
Despesa do governo, em termos reais (g)	Trimestral	$= \frac{\text{Gastos do governo, em termos reais}_t}{\text{DEFPIB}_t}$

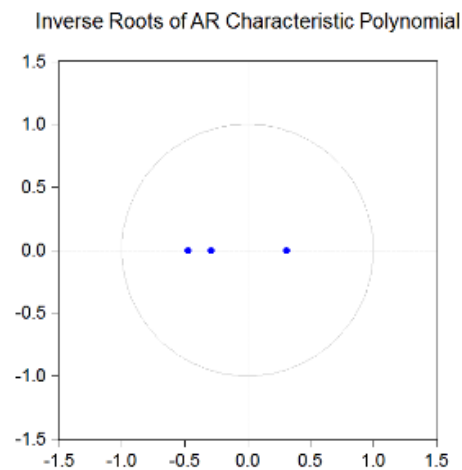
A.2. Gráfico *AR Roots*, quando o hiato do produto <0 – 200:1 a 2012:2.



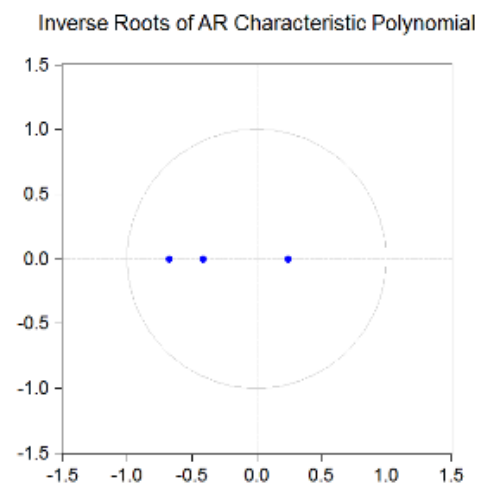
A.3. Gráfico *AR Roots*, quando o hiato do produto >0 - 2001:1 a 2013:4.



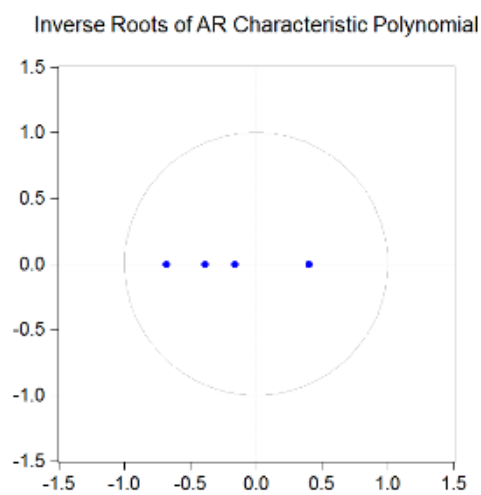
A.4. Gráfico *AR Roots* - 2001:1 a 2008:1.



A.5. Gráfico *AR Roots* - 2008:2 a 2013:4.



A.6. Gráfico *AR Roots* - 2008:2 a 2013:4 (inclui a taxa de juro).



**A.7. Testes à distribuição normal dos resíduos, quando o hiato do produto <0
- 2001:1 a 2012:2.**

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 09/20/14 Time: 18:23
Sample: 2001Q1 2012Q2 IF OUTPUT_GAP<0
Included observations: 20

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.173962	0.100876	1	0.7508
2	0.440624	0.647166	1	0.4211
3	-0.188572	0.118531	1	0.7306
Joint		0.866573	3	0.8335

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.574854	0.150625	1	0.6979
2	2.609913	0.126807	1	0.7218
3	2.403161	0.296847	1	0.5859
Joint		0.574278	3	0.9023

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.251501	2	0.8818
2	0.773973	2	0.6791
3	0.415378	2	0.8125
Joint	1.440851	6	0.9633

A.8. Testes à distribuição normal dos resíduos, quando o hiato do produto>0 - 2001:1 a 2013:4.

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 09/20/14 Time: 19:19
Sample: 2001Q1 2013Q4 IF OUTPUT_GAP>0
Included observations: 24

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.032784	0.004299	1	0.9477
2	0.570159	1.300325	1	0.2542
3	-0.118628	0.056291	1	0.8125
Joint		1.360914	3	0.7147

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.882910	0.013710	1	0.9068
2	2.746538	0.064243	1	0.7999
3	2.715915	0.080704	1	0.7763
Joint		0.158658	3	0.9840

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.018009	2	0.9910
2	1.364568	2	0.5055
3	0.136995	2	0.9338
Joint	1.519572	6	0.9582

A.9. Testes à distribuição normal dos resíduos - 2001:1 a 2008:1.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 09/21/14 Time: 15:48
 Sample: 2001Q1 2008Q1
 Included observations: 26

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.841878	3.071285	1	0.0797
2	0.174082	0.131320	1	0.7171
3	-0.077170	0.025806	1	0.8724
Joint		3.228410	3	0.3577

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.062495	0.004231	1	0.9481
2	2.402482	0.386780	1	0.5340
3	2.602686	0.171014	1	0.6792
Joint		0.562025	3	0.9051

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.075516	2	0.2149
2	0.518101	2	0.7718
3	0.196819	2	0.9063
Joint	3.790435	6	0.7050

A.10. Testes à distribuição normal dos resíduos - 2008:2 a 2013:4.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 09/21/14 Time: 16:41
 Sample: 2008Q2 2013Q4
 Included observations: 23

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.810615	2.518872	1	0.1125
2	-0.082910	0.026351	1	0.8710
3	0.377596	0.546551	1	0.4597
Joint		3.091774	3	0.3777

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.069885	0.004680	1	0.9455
2	1.951944	1.052654	1	0.3049
3	2.258711	0.526613	1	0.4680
Joint		1.583948	3	0.6630

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.523553	2	0.2832
2	1.079005	2	0.5830
3	1.073164	2	0.5847
Joint	4.675722	6	0.5860

A.11. Testes à distribuição normal dos resíduos - 2008:2 a 2013:4 (inclui a taxa de juro).

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 09/22/14 Time: 15:59
 Sample: 2008Q2 2013Q4
 Included observations: 23

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.796145	2.429749	1	0.1191
2	-0.191289	0.140268	1	0.7080
3	0.744713	2.125959	1	0.1448
4	1.091077	4.563384	1	0.0327
Joint		9.259360	4	0.0549

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.091844	0.008084	1	0.9284
2	2.043891	0.876055	1	0.3493
3	3.184457	0.032607	1	0.8567
4	3.434780	0.181157	1	0.6704
Joint		1.097902	4	0.8946

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.437833	2	0.2956
2	1.016323	2	0.6016
3	2.158565	2	0.3398
4	4.744541	2	0.0933
Joint	10.35726	8	0.2408

A.12. Testes à autocorrelação, quando o hiato do produto <0 - 2001:1 a 2012:2.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 09/20/14 Time: 18:22
 Sample: 2001Q1 2012Q2 IF OUTPUT_GAP<0
 Included observations: 20

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.504166	NA*	3.688595	NA*	NA*
2	7.950266	0.5392	8.628707	0.4722	9
3	10.56102	0.9120	11.70018	0.8623	18
4	13.49268	0.9857	15.36475	0.9640	27
5	15.34051	0.9990	17.82853	0.9952	36
6	16.44943	1.0000	19.41270	0.9997	45
7	18.79962	1.0000	23.02838	0.9999	54
8	20.19118	1.0000	25.34764	1.0000	63
9	22.38771	1.0000	29.34134	1.0000	72
10	25.35510	1.0000	35.27612	1.0000	81
11	31.61189	1.0000	49.18010	0.9999	90
12	35.10774	1.0000	57.91973	0.9997	99

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM T...
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Date: 09/20/14 Time: 18:23
 Sample: 2001Q1 2012Q2 IF
 OUTPUT_GAP<0
 Included observations: 20

Lags	LM-Stat	Prob
1	11.19723	0.2624
2	6.485172	0.6905
3	4.414289	0.8821
4	4.841218	0.8479
5	3.736184	0.9279
6	5.307196	0.8067
7	4.222898	0.8961
8	2.919877	0.9674
9	4.233981	0.8953
10	5.564497	0.7826
11	12.15636	0.2046
12	8.783160	0.4575

Probs from chi-square with 9 df.

A.13. Testes à autocorrelação, quando o hiato do produto > 0 - 2001:1 a 2013:4.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 09/20/14 Time: 19:18
Sample: 2001Q1 2013Q4 IF OUTPUT_GAP>0
Included observations: 24

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.559548	NA*	2.670832	NA*	NA*
2	6.347860	0.7047	6.803537	0.6576	9
3	8.080974	0.9774	8.784239	0.9645	18
4	11.61374	0.9956	13.02355	0.9891	27
5	12.74780	0.9999	14.45606	0.9995	36
6	14.26579	1.0000	16.48004	1.0000	45
7	20.06252	1.0000	24.66366	0.9998	54
8	21.35448	1.0000	26.60159	1.0000	63
9	23.29534	1.0000	29.70698	1.0000	72
10	26.88391	1.0000	35.85880	1.0000	81
11	30.68860	1.0000	42.88286	1.0000	90
12	32.00883	1.0000	45.52331	1.0000	99

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 09/20/14 Time: 19:18
Sample: 2001Q1 2013Q4 IF
OUTPUT_GAP>0
Included observations: 24

Lags	LM-Stat	Prob
1	9.916520	0.3573
2	7.174438	0.6190
3	3.569280	0.9374
4	12.77824	0.1729
5	7.496682	0.5856
6	5.556440	0.7834
7	10.23329	0.3319
8	4.738702	0.8565
9	6.437254	0.6955
10	7.303447	0.6056
11	9.016269	0.4358
12	2.905561	0.9679

Probs from chi-square with 9 df.

A.14. Testes à autocorrelação - 2001:1 a 2008:1.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 09/21/14 Time: 15:47
Sample: 2001Q1 2008Q1
Included observations: 26

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.199221	NA*	1.247190	NA*	NA*
2	6.331453	0.7063	6.807108	0.6572	9
3	15.89611	0.5998	17.61933	0.4810	18
4	20.50389	0.8090	23.06489	0.6815	27
5	26.77597	0.8679	30.83032	0.7128	36
6	33.33210	0.9004	39.35329	0.7092	45
7	42.18714	0.8783	51.47071	0.5725	54
8	52.16294	0.8332	65.88020	0.3775	63
9	55.04714	0.9312	70.29134	0.5350	72
10	58.38450	0.9727	75.71454	0.6450	81
11	63.66955	0.9840	84.87529	0.6329	90
12	65.99045	0.9957	89.18553	0.7499	99

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 09/21/14 Time: 15:48
Sample: 2001Q1 2008Q1
Included observations: 26

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.293600	0.8080
2	5.815212	0.7583
3	11.92578	0.2175
4	4.723380	0.8577
5	7.551756	0.5799
6	8.171828	0.5169
7	13.97403	0.1233
8	12.29167	0.1974
9	4.586305	0.8688
10	3.951823	0.9146
11	7.484484	0.5868
12	4.014047	0.9105

Probs from chi-square with 9 df.

A.15. Testes à autocorrelação - 2008:2 a 2013:4.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 09/21/14 Time: 16:40
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.250026	NA*	3.397754	NA*	NA*
2	9.031295	0.4344	9.729620	0.3728	9
3	16.17298	0.5805	17.94256	0.4594	18
4	24.40266	0.6079	27.90480	0.4159	27
5	30.96356	0.7068	36.28818	0.4552	36
6	34.55850	0.8703	41.15192	0.6357	45
7	40.43416	0.9144	49.59818	0.6447	54
8	45.32618	0.9546	57.09927	0.6855	63
9	50.53633	0.9743	65.65882	0.6875	72
10	54.75278	0.9889	73.11868	0.7216	81
11	60.21918	0.9933	83.59594	0.6697	90
12	62.20274	0.9986	87.74339	0.7837	99

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 09/21/14 Time: 16:40
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.16331	0.3374
2	7.204734	0.6158
3	6.774128	0.6606
4	10.39322	0.3196
5	7.378973	0.5977
6	4.322557	0.8889
7	7.494924	0.5857
8	6.846313	0.6531
9	7.444652	0.5909
10	5.371331	0.8008
11	8.044183	0.5297
12	4.095018	0.9050

Probs from chi-square with 9 df.

A.16. Testes à autocorrelação dos resíduos - 2008:2 a 2013:4 (inclui a taxa de juro).

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 09/22/14 Time: 15:58
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.755067	NA*	3.925752	NA*	NA*
2	11.01876	0.8083	11.88123	0.7521	16
3	25.62138	0.7801	28.67424	0.6357	32
4	38.32765	0.8397	44.05551	0.6352	48
5	55.82065	0.7570	66.40768	0.3940	64
6	63.95542	0.9051	77.41355	0.5611	80
7	72.72015	0.9633	90.01284	0.6528	96
8	82.80483	0.9824	105.4760	0.6554	112
9	94.18112	0.9891	124.1656	0.5794	128
10	102.7865	0.9962	139.3906	0.5930	144
11	109.8503	0.9991	152.9295	0.6420	160
12	114.0847	0.9999	161.7833	0.7714	176

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 09/22/14 Time: 15:58
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.564490	0.9808
2	7.519456	0.9619
3	11.77730	0.7592
4	15.11665	0.5161
5	20.82440	0.1854
6	10.68450	0.8285
7	11.92617	0.7490
8	12.19640	0.7304
9	14.53445	0.5590
10	12.37072	0.7181
11	12.20816	0.7295
12	8.761718	0.9229

Probs from chi-square with 16 df.

A.17. Testes à heteroscedasticidade dos resíduos, quando o hiato do produto <0 - 2001:1 a 2012:2.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/20/14 Time: 18:25
Sample: 2001Q1 2012Q2 IF OUTPUT_GAP<0
Included observations: 20

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
49.85394	36	0.0622			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,13)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.444688	1.735041	0.1903	8.893751	0.1796
res2*res2	0.657966	4.167989	0.0148	13.15932	0.0406
res3*res3	0.486000	2.048637	0.1311	9.719997	0.1369
res2*res1	0.839692	11.34897	0.0002	16.79384	0.0101
res3*res1	0.258704	0.756143	0.6162	5.174083	0.5217
res3*res2	0.579956	2.991525	0.0462	11.59912	0.0715

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
Date: 09/20/14 Time: 18:25
Sample: 2001Q1 2012Q2 IF OUTPUT_GAP<0
Included observations: 20

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
71.56360	54	0.0550			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(9,10)	Prob.	Chi-sq(9)	Prob.
res1*res1	0.707998	2.694035	0.0693	14.15996	0.1167
res2*res2	0.874423	7.736948	0.0018	17.48846	0.0416
res3*res3	0.550276	1.359538	0.3183	11.00551	0.2753
res2*res1	0.851380	6.365098	0.0039	17.02761	0.0483
res3*res1	0.412937	0.781550	0.6393	8.258742	0.5083
res3*res2	0.674121	2.298474	0.1055	13.48243	0.1420

A.18. Testes à heteroscedasticidade dos resíduos, quando o hiato do produto >0 - 2001:1 a 2013:4.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/20/14 Time: 19:20
Sample: 2001Q1 2013Q4 IF OUTPUT_GAP>0
Included observations: 24

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
32.18304	36	0.6508			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,17)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.482328	2.639888	0.0538	11.57587	0.0721
res2*res2	0.209085	0.749015	0.6186	5.018036	0.5415
res3*res3	0.079403	0.244381	0.9551	1.905680	0.9282
res2*res1	0.191195	0.669777	0.6754	4.588678	0.5975
res3*res1	0.195229	0.687337	0.6627	4.685498	0.5847
res3*res2	0.123896	0.400681	0.8684	2.973500	0.8122

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
Date: 09/20/14 Time: 19:20
Sample: 2001Q1 2013Q4 IF OUTPUT_GAP>0
Included observations: 24

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
50.16054	54	0.6232			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(9,14)	Prob.	Chi-sq(9)	Prob.
res1*res1	0.539332	1.821180	0.1518	12.94396	0.1652
res2*res2	0.261923	0.552024	0.8137	6.286155	0.7110
res3*res3	0.156247	0.288060	0.9669	3.749931	0.9271
res2*res1	0.298381	0.661538	0.7300	7.161141	0.6203
res3*res1	0.217620	0.432680	0.8955	5.222886	0.8145
res3*res2	0.414334	1.100488	0.4208	9.944006	0.3550

A.19. Testes à heteroscedasticidade dos resíduos - 2001:1 a 2008:1.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/21/14 Time: 15:49
Sample: 2001Q1 2008Q1
Included observations: 26

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
39.86537	36	0.3022			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,19)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.175182	0.672564	0.6732	4.554730	0.6020
res2*res2	0.059733	0.201171	0.9723	1.553059	0.9559
res3*res3	0.566294	4.134739	0.0080	14.72363	0.0225
res2*res1	0.029364	0.095798	0.9960	0.763458	0.9930
res3*res1	0.123966	0.448108	0.8374	3.223110	0.7804
res3*res2	0.387051	1.999610	0.1162	10.06331	0.1220

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
Date: 09/21/14 Time: 15:50
Sample: 2001Q1 2008Q1
Included observations: 26

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
59.38625	54	0.2858			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(9,16)	Prob.	Chi-sq(9)	Prob.
res1*res1	0.359023	0.995764	0.4806	9.334586	0.4070
res2*res2	0.229342	0.529053	0.8328	5.962887	0.7436
res3*res3	0.745264	5.201111	0.0021	19.37685	0.0222
res2*res1	0.046285	0.086277	0.9996	1.203400	0.9988
res3*res1	0.566935	2.327328	0.0674	14.74031	0.0983
res3*res2	0.479898	1.640355	0.1858	12.47735	0.1877

A.20. Testes à heteroscedasticidade dos resíduos - 2008:2 a 2013:4.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/21/14 Time: 16:41
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
41.48392	36	0.2439

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,16)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.461461	2.285003	0.0874	10.61360	0.1011
res2*res2	0.303536	1.162197	0.3734	6.981321	0.3226
res3*res3	0.117568	0.355286	0.8964	2.704073	0.8450
res2*res1	0.477743	2.439372	0.0722	10.98808	0.0887
res3*res1	0.317363	1.239751	0.3378	7.299340	0.2940
res3*res2	0.296150	1.122019	0.3931	6.811448	0.3386

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
Date: 09/21/14 Time: 16:42
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
59.80345	54	0.2732

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(9,13)	Prob.	Chi-sq(9)	Prob.
res1*res1	0.569774	1.912963	0.1395	13.10480	0.1579
res2*res2	0.520169	1.565874	0.2239	11.96388	0.2154
res3*res3	0.187881	0.334168	0.9473	4.321265	0.8890
res2*res1	0.561453	1.849263	0.1520	12.91343	0.1666
res3*res1	0.645302	2.627879	0.0556	14.84195	0.0954
res3*res2	0.427994	1.080782	0.4358	9.843865	0.3633

A.21. Testes à heteroscedasticidade dos resíduos - 2008:2 a 2013:4 (inclui taxa de juro).

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/22/14 Time: 16:00
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
78.23483	80	0.5350

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,14)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.478448	1.592550	0.2132	10.95830	0.2041
res2*res2	0.364323	1.002969	0.4752	8.379419	0.3973
res3*res3	0.287523	0.706221	0.6826	6.613038	0.5789
res4*res4	0.141803	0.289158	0.9583	3.261463	0.9189
res2*res1	0.581119	2.427797	0.0702	13.36574	0.0999
res3*res1	0.437225	1.359591	0.2938	10.05618	0.2511
res3*res2	0.478882	1.608167	0.2087	11.01429	0.2009
res4*res1	0.252346	0.590654	0.7704	5.803950	0.6692
res4*res2	0.405223	1.192278	0.3693	9.320123	0.3160
res4*res3	0.378342	1.065053	0.4379	8.701868	0.3681

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
Date: 09/22/14 Time: 16:01
Sample: 2008Q2 2013Q4
Included observations: 23

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
149.3472	140	0.2788

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(14,8)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
res1*res1	0.825224	2.698054	0.0808	18.98014	0.1657
res2*res2	0.752130	1.733931	0.2192	17.29900	0.2406
res3*res3	0.399100	0.379527	0.9459	9.179309	0.8194
res4*res4	0.324477	0.274477	0.9832	7.462978	0.9154
res2*res1	0.917085	6.320321	0.0066	21.09296	0.0993
res3*res1	0.743453	1.655954	0.2396	17.09942	0.2509
res3*res2	0.594126	0.836467	0.6323	13.66489	0.4750
res4*res1	0.645877	1.042217	0.4974	14.85518	0.3881
res4*res2	0.671101	1.165968	0.4286	15.43531	0.3491
res4*res3	0.872972	3.927030	0.0290	20.07836	0.1277

A.22. Períodos de expansão e de recessão.

	Expansão	Recessão
Trimestres	2001:3; 2001:4; 2002:1;	2001:1; 2001:2; 2002:4;
	2002:2; 2002:3; 2005:2;	2003:1; 2003:2; 2003:3;
	2006:4; 2007:1; 2007:2;	2003:4; 2004:1; 2004:2;
	2007:3; 2007:4; 2008:1;	2004:3; 2004:4; 2005:1;
	2008:2; 2008:3; 2008:4;	2005:3; 2005:4; 2006:1;
	2010:1; 2010:2; 2010:3;	2006:2; 2006:3; 2009:1;
	2010:4; 2011:1; 2011:2;	2009:2; 2009:3; 2009:4;

	2011:3; 2011:4; 2012:1; 2013:4.	2012:2; 2012:3; 2012:4; 2013:1; 2013:2; 2013:3.
--	------------------------------------	--

A.23. Rácio da dívida em Portugal – 2001:1 a 2013:4.

Trimestre	Rácio da dívida pública
2001:1	50,4
2001:2	51,4
2001:3	52,7
2001:4	53,8
2002:1	53,0
2002:2	54,0
2002:3	55,5
2002:4	56,8
2003:1	58,5
2003:2	57,8
2003:3	59,4
2003:4	59,4
2004:1	59,4
2004:2	61,0
2004:3	61,4
2004:4	61,9
2005:1	62,6
2005:2	63,9
2005:3	66,7
2005:4	67,7
2006:1	67,8
2006:2	69,7
2006:3	69,1
2006:4	69,4
2007:1	67,5

2007:2	67,5
2007:3	67,9
2007:4	68,4
2008:1	67,6
2008:2	68,8
2008:3	69,3
2008:4	71,7
2009:1	74,7
2009:2	80,4
2009:3	80,2
2009:4	83,7
2010:1	84,7
2010:2	88,2
2010:3	91,5
2010:4	94,0
2011:1	95,1
2011:2	107,0
2011:3	110,7
2011:4	108,2
2012:1	111,9
2012:2	118,0
2012:3	120,5
2012:4	124,1
2013:1	127,4
2013:2	131,3
2013:3	128,8
2013:4	128,9